

## *La demanda de dinero en España, 1901-1970\**

---

El objeto de este artículo es la publicación de algunos resultados de un estudio sobre la función de demanda de dinero en la economía española en lo que va de siglo, con el año 1901 como momento más lejano en el tiempo (limitado por la disponibilidad de cifras) y 1970 como fecha de conclusión (debido a la génesis histórica del estudio).<sup>1</sup> Se deja para estudios posteriores el análisis de las funciones a corto plazo, la evolución de la velocidad-renta y el análisis de los resultados por períodos.

### FUNCIONES DE DEMANDA DE DINERO A LARGO PLAZO

En esta sección se recogen los resultados de los estudios sobre funciones de demanda de dinero a largo plazo,<sup>2</sup> utilizando cifras anuales de la economía española. Las funciones se especificaron de acuerdo con relaciones aditivas o multiplicativas (aditivas en logaritmos), en valores absolutos, en primeras diferencias o en incrementos relativos, según se indica en la cabecera de cada una de las tablas. Los supuestos de partida son los tradicionales en este tipo de estudios:

— Los «gustos» acerca de la demanda de dinero se suponen estables, a

(\*) Este trabajo es el extracto de otro más amplio, presentado al Fondo para la Investigación Económica y Social de la Confederación Española de Cajas de Ahorro. El autor quiere manifestar su agradecimiento a los profesores Juan Hortalá y José Manuel de la Torre, por su ayuda y aliento; al profesor Juan José Toribio, por las muchas horas que dedicó a discutir estos temas con el autor, y a la señora Cristina Bech y a los señores Raúl Urbiola y Ramón Solé, por su ayuda en el manejo del ordenador. Como es obvio, la responsabilidad única de todo lo que aquí se diga es del autor. Al Fondo para la Investigación Económica y Social debo reconocimiento por su ayuda financiera.

1. A. ARGANDOÑA, *Estudios sobre la demanda de dinero en España, 1901-1970*, Barcelona, 1973. El trabajo pretende evitar los solapes con otras investigaciones paralelas.

2. Las funciones a largo plazo implican que el ajuste de la demanda efectiva a la deseada ya se ha llevado a cabo. Puede considerarse, pues, que sólo existe un tipo de función de demanda, aquél con retardo en el ajuste; en las a largo plazo se supone que el ajuste se ha llevado a cabo plenamente en un período.

largo plazo, salvo que se demuestre un cambio en los mismos debido a circunstancias concretas (guerra, control de precios, etc.).<sup>3</sup>

— La distribución de la renta no resulta relevante, bien porque el coeficiente de  $Y/P$  sea el mismo en las funciones de demanda de dinero de todos los sujetos y empresas, bien por el carácter proporcional del crecimiento de la renta, para cada unidad y en conjunto. La incorrección de este supuesto daría lugar, en su caso, a la inestabilidad de la función.

— La demanda de dinero es una demanda de saldos reales o poder adquisitivo, no de saldos nominales.

Además de lo indicado antes, conviene hacer algunas observaciones sobre las variables utilizadas, metodología y series estadísticas.

Una cuestión previa es la de si se deben plantear las ecuaciones en términos agregados o *per capita*. El problema teórico que se plantea es el de si la función de demanda de dinero es o no homogénea de grado uno respecto de la población. El criterio práctico utilizado aquí ha sido el de llevar a cabo algunas regresiones tanto en términos agregados como *per capita*, y comparar los resultados obtenidos con unas y otras.

La disyuntiva de utilizar series de renta o de riqueza queda resuelta, de entrada, por la ausencia de estimaciones de esta última. Respecto de la primera, y dado el horizonte temporal de este estudio, sólo podíamos partir de series de renta nacional o de producto nacional bruto. Se optó por la primera ( $Y$ ), sin llevar a cabo comparación con los resultados obtenidos del uso de la segunda. En todo caso, parece admisible suponer que las conclusiones a que llegamos no difieren mucho de las que resultarían de utilizar otras variables de contenido similar.

Dada la diversidad de fuentes de las diversas series de Renta Nacional disponibles, se procedió a un conjunto de ensamblajes y extrapolaciones de series no siempre coherentes, cuyo resultado aparece en el cuadro 1 para 1901-1970.<sup>4</sup>

Para el cálculo del coste de oportunidad del dinero ha habido que utilizar series de rendimientos brutos de activos alternativos, sin corregirlos por el rendimiento del dinero (concretamente, de las diversas formas de depósitos). El rendimiento legal del dinero ha sufrido pocas modificaciones con el paso de los años, pero el rendimiento efectivo no coincide con el legal, por lo menos en algunos períodos. Su omisión implica que lo que aquí consideramos como

3. La constancia de los gustos se traducirá en la de los coeficientes. Ésta es, sin embargo, una condición necesaria pero no suficiente: la estabilidad de los coeficientes viene exigida también por la no omisión de ninguna variable relevante.

4. Sólo se incluyen, en el presente resumen, algunas de las series utilizadas más relevantes para este trabajo. En buena parte de ellas se lleva a cabo una labor de corrección y ensamblaje de series originales, análisis y crítica de las distintas fuentes, etc. El autor puede facilitar los criterios empleados y el origen de las cifras a quienes lo soliciten. Es posible que los métodos de ensamblaje de series que se han empleado introduzcan una cierta autocorrelación en los residuos, debida a la práctica de aumentar las cifras de algunos años en la proporción que la diferencia entre las series originales presentan en otros años.

## CUADRO 1

*Renta nacional de España, 1901-1970*  
(En millones de pesetas corrientes)

Año	Millones de ptas.	Año	Millones de ptas.	Año	Millones de ptas.
1901	9.521	1925	29.888	1948	125.508
1902	9.811	1926	27.644	1949	133.963
1903	10.101	1927	28.442	1950	165.431
1904	10.392	1928	26.157	1951	249.836
1905	10.682	1929	30.127	1952	263.904
1906	10.979	1930	28.681	1953	272.704
1907	11.577	1931	28.921	1954	299.636
1908	11.769	1932	30.549	1955	329.191
1909	11.737	1933	26.301	1956	380.350
1910	11.880	1934	30.428	1957	446.338
1911	12.528	1935	29.584	1958	508.074
1912	12.200	1936	—	1959	515.086
1913	12.666	1937	—	1960	535.432
1914	12.920	1938	—	1961	615.761
1915	14.533	1939	32.356	1962	710.764
1916	18.891	1940	43.564	1963	845.949
1917	23.129	1941	53.941	1964	946.228
1918	27.855	1942	62.371	1965	1.117.830
1919	29.630	1943	68.973	1966	1.274.601
1920	34.720	1944	75.406	1967	1.400.759
1921	27.452	1945	69.196	1968	1.552.134
1922	25.071	1946	108.166	1969	1.107.747
1923	26.159	1947	121.619	1970	1.907.506
1924	27.493				

FUENTE: Elaboración propia, ensamblando series de distinta procedencia.

coste de oportunidad del dinero aparece (creemos que ligeramente) sobrevalorado.

En cuanto al rendimiento de los activos alternativos del dinero que sirva como índice de su coste de oportunidad, será solamente un indicador indirecto, al omitir factores como el riesgo, los costes de efectuar transacciones con títulos, etc. Hay motivos para suponer que en un mercado de capitales como el español que, a lo largo del período abarcado por este estudio (1901-1970) ha mostrado un marcado carácter subdesarrollado (con excepción, quizá de la última década), el tipo de interés no sea sino una burda aproximación al coste de oportunidad del dinero. Influyen en ello otros factores, como el control del mercado de deuda pública por el gobierno. Por otro lado la teoría indica que la demanda de dinero se relaciona con el coste de oportunidad esperado, no corriente; por ahora supondremos que uno y otro coinciden dejando para más adelante el estudio de otras alternativas. Al hacerlo así, estamos siguiendo el ejemplo de la casi totalidad de autores que han estimado

funciones de demanda de dinero a largo plazo.<sup>5</sup> La cuestión de si es preferible utilizar un tipo a corto o a largo plazo no tiene sentido plantearla aquí, ya que el determinante básico es la disponibilidad de cifras. De acuerdo con esta restricción, podemos utilizar el rendimiento de la deuda pública, el de las obligaciones, el de las acciones, o el de alguna porción de las mismas. Dada la amplitud del período aquí considerado (1901-1970), nos hemos circunscrito a dos tipos de interés: el rendimiento de la deuda pública interior al 4 por ciento, según la cotización media anual en la Bolsa de Madrid (1901-1970, excepto 1937-1939) (*ID*) y el de las obligaciones privadas en la Bolsa de Barcelona (1910-1970, excepto 1936-1938) (*IO*).

La tasa esperada de cambio de precios mide también el coste de oportunidad de dinero, considerando ahora los activos físicos como alternativa. Esta tasa se ha calculado, en todo caso, como

$$P' = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

En cuanto a la elección del índice de precios idóneo, ninguno de los disponibles cumple todos los requisitos teóricos necesarios, si bien parece lógico que el deflactor implícito del producto nacional sea el más adecuado, dado su grado de cobertura. No obstante, y aunque disponemos de cifras del mismo, las salvedades que hay que hacer a su significación y validez hacen que optemos por un criterio empírico. A tal efecto, se han calculado algunas regresiones con diversos índices de precios,<sup>6</sup> a saber, el del coste de la vida (*PC*), el de precios al por mayor (*PM*) y el deflactor implícito (*PD*).<sup>7</sup> Las conclusiones a que se ha llegado nos han llevado a preferir el índice de precios al por mayor, como se explica más adelante. Afortunadamente, ésta es la serie más larga disponible (1901-1970).

El siguiente punto a determinar es la identificación de qué incluir como dinero. Ante esta cuestión, la actitud puede ser apriorística o pragmática: puede determinarse de antemano, con un criterio teórico, qué es dinero, o puede establecerse *a posteriori*, probando con diversas definiciones del mismo y dilucidando cuál es la mejor. Aquí hemos seguido esta segunda vía, utilizando una amplia gama de series de dinero, de distintas composiciones,

5. En la medida en que la Bolsa sea un mercado activo, suficientemente amplio y previsor, los rendimientos actuales llevarán incorporadas, de alguna manera, las expectativas de rendimientos futuros: el supuesto que se hace en el texto no es, pues, carente de lógica. Obviamente, será el tipo de interés nominal el que deba usarse como medida del coste de oportunidad del dinero, en cuanto incluye la tasa esperada de inflación (que forma parte de dicho coste): también en este sentido, el tipo corriente incorpora expectativas.

6. El índice que se escoge como coste de oportunidad del dinero se ha utilizado, también, para deflactar la renta nacional y la cantidad de dinero.

7. El índice del coste de la vida aquí usado procede del ensamblaje de diversas series para 1926-1970, según cifras del Instituto Nacional de Estadística. El mismo procedimiento y fuente han dado lugar a las series de precios al por mayor y deflactor implícito (todos referidos a la base común 1958 = 100).



cobertura y grado de fiabilidad. Para el presente trabajo se ha procedido a la elaboración de series propias, que figuran en los cuadros 2, 3, 4 y 5. En ellos se especifica el contenido de cada una de las estimaciones.<sup>8</sup>

## CUADRO 2

*Oferta monetaria (M-1), 1923-1970*  
(En millones de pesetas)

Años	1 M1A <sup>a</sup>	2 MB1B <sup>b</sup>	3 MB1C <sup>c</sup>	4 MB1D <sup>d</sup>
1923				6.837
1924				7.161
1925				7.013
1926				7.067
1927				7.532
1928				8.035
1929				8.152
1930				8.683
1931				8.141
1932				8.136
1933				8.135
1934				8.311
1935				8.373
1936				10.361
1937				—
1938				—
1939				—
1940				—
1941			23.481	22.838
1942			26.786	26.088
1943			28.776	28.060
1944			32.352	31.617
1945		37.470	36.089	35.331
1946		47.086	45.191	44.336
1947		54.325	51.670	50.743
1948		54.532	53.259	52.346
1949		59.075	57.798	56.869
1950		66.627	65.964	65.014

8. Las series MB1C y MB1D, y sus correspondientes para conceptos más amplios de dinero, no responden estrictamente a la definición teórica del mismo, porque no recogen el efectivo en manos del público, sino la circulación fiduciaria (todos los billetes, o parte de ellos, sin moneda metálica) y porque omiten los depósitos a la vista en el Banco de España. Las peculiaridades de éstos permiten, sin embargo, su exclusión de la oferta monetaria; por otro lado, la mayor amplitud de la circulación fiduciaria respecto del efectivo en manos del público viene a paliar, siquiera sea en parte, esa omisión. En cuanto al hecho de que no figuren los depósitos de Cajas de Ahorro, no constituye un inconveniente definitivo: es precisamente uno de los puntos a estudiar el de si los pasivos de dichas instituciones forman parte o no de la definición idónea de dinero. Las «series complementarias» (cuadro 5) no corresponden, ni siquiera con un criterio amplio, a una definición teóricamente válida de dinero, son las únicas estimaciones de que disponemos que nos permiten remontarnos a los primeros años de este siglo.

CUADRO 2 (continuación)

Años	1	2	3	4
	M1A <sup>a</sup>	MB1B <sup>b</sup>	MB1C <sup>c</sup>	MB1D <sup>d</sup>
1951		78.095	77.669	76.702
1952	88.016	86.372	86.225	85.150
1953	94.294	92.367	92.549	91.434
1954	103.072	101.498	101.059	99.880
1955	181.169	115.578	114.860	113.597
1956	140.233	137.187	139.103	137.714
1957	163.812	159.952	162.402	160.888
1958	186.126	181.623	184.507	183.002
1959	196.858	192.150	193.627	192.438
1960	197.829	192.334	193.113	192.182
1961	224.558	218.108	220.060	219.299
1962	266.556	257.965	256.305	
1963	312.809	302.378	304.890	
1964	372.003	358.875	366.561	
1965	426.557	410.658	421.354	
1966	477.971	459.682	467.309	
1967	543.039	520.064	526.459	
1968	609.340	580.191	584.773	
1969	698.751	662.212	667.618	
1970	740.076	699.173	704.187	

*a* (M1A). Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista en el Banco de España, en la banca privada y en las Cajas de Ahorro, en 31 de diciembre.

*b* (MB1B). Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista en el Banco de España y en la banca privada, en 31 de diciembre.

*c* (MB1C). Billetes de todas las denominaciones en circulación fuera de la caja del Banco de España, más depósitos a la vista en la banca privada, en 31 de diciembre.

*d* (MB1D). Billetes de 25 ptas. y más, en circulación fuera de la caja del Banco de España, más depósitos a la vista en la banca privada, en 31 de diciembre.

FUENTE: Elaboración propia, ensamblando series de distinta procedencia.

## CUADRO 3

*Oferta monetaria (M-2), 1941-1970*  
(En millones de pesetas)

Años	1	2	3
	M2A <sup>a</sup>	MB2B <sup>b</sup>	MB2C <sup>c</sup>
1941			24.703
1942			28.081
1943			30.185
1944			33.989
1945		39.363	37.982
1946		49.222	47.327
1947		57.276	54.621
1948		57.878	56.605
1949		62.365	61.088
1950		70.621	69.958
1951		82.890	82.464

CUADRO 3 (continuación)

Años	1	2	3
	M2A <sup>a</sup>	MB2B <sup>b</sup>	MB2C <sup>c</sup>
1952	99.045	92.241	92.094
1953	109.503	101.184	101.366
1954	122.718	113.194	112.755
1955	142.759	131.310	130.592
1956	169.416	155.668	157.584
1957	194.156	178.424	180.874
1958	217.911	200.384	203.268
1959	231.095	212.026	213.503
1960	255.436	230.444	231.223
1961	299.143	268.333	270.285
1962	363.704	325.355	323.695
1963	428.778	382.755	385.267
1964	502.288	448.197	455.883
1965	566.312	504.098	514.794
1966	628.719	558.620	566.247
1967	717.340	632.767	639.162
1968	882.211	756.949	761.531
1969	1.068.173	900.360	905.766
1970	1.306.116	1.053.398	1.058.412

*a* (M2A). Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista en el Banco de España, en la banca privada y en las Cajas de Ahorro, más depósitos a plazo y de ahorro vinculado en los Bancos y Cajas de Ahorro, en 31 de diciembre.

*b* (MB2B). Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista en el Banco de España y en la banca privada, más depósitos a plazo y de ahorro vinculado en los Bancos, en 31 de diciembre.

*c* (MB2C). Billetes de todas las denominaciones fuera de la caja del Banco de España, más depósitos a la vista, a plazo y de ahorro vinculado en la banca privada, en 31 de diciembre.

FUENTE: Elaboración propia, ensamblando series de distinta procedencia.

## CUADRO 4

*Oferta monetaria (M-3), 1923-1970*  
(En millones de pesetas)

Años	1	2	3	4	5	6
	M3A <sup>a</sup>	MB3B <sup>b</sup>	MB3C <sup>c</sup>	MB3D <sup>d</sup>	M3E <sup>e</sup>	M3F <sup>f</sup>
1923				8.273		9.403
1924				8.563		9.792
1925				8.353		9.694
1926				8.524		10.611
1927				9.234		11.557
1928				10.034		12.878
1929				10.631		13.566
1930				11.352		14.758
1931				10.502		13.869
1932				10.752		14.713
1933				10.947		15.233
1934				11.405		15.809
1935				11.834		16.748

CUADRO 4 (continuación)

Años	1 M3A <sup>a</sup>	2 MB3B <sup>b</sup>	3 MB3C <sup>c</sup>	4 MB3D <sup>d</sup>	5 M3E <sup>e</sup>	6 M3F <sup>f</sup>
1936				—		—
1937				—		—
1938				—		—
1939				—		—
1940				—		—
1941			27.950	27.307	31.764	31.121
1942			31.937	31.239	35.853	35.155
1943			34.804	34.088	39.355	38.639
1944			39.629	38.894	45.009	44.274
1945	52.758	46.309	44.928	44.170	51.377	50.619
1946	65.131	57.487	55.592	54.737	63.236	62.381
1947	76.533	67.202	64.547	63.620	73.878	72.951
1948	80.826	69.702	68.429	67.516	79.553	78.640
1949	89.093	76.288	75.011	74.082	87.816	86.887
1950	102.288	87.096	86.433	85.483	101.625	100.675
1951	120.603	102.308	101.882	100.915	120.177	119.210
1952	137.498	115.126	114.979	113.904	137.351	136.276
1953	152.857	126.958	127.140	126.025	153.489	152.374
1954	174.016	143.549	143.110	141.931	173.577	172.398
1955	202.491	166.357	165.639	164.376	201.773	200.510
1956	237.659	195.195	197.111	195.722	239.575	238.186
1957	273.378	222.964	225.414	223.900	275.828	274.314
1958	310.356	251.373	254.257	252.752	313.240	311.735
1959	332.915	267.433	268.910	267.721	334.392	333.203
1960	383.156	303.620	304.399	303.468	383.935	383.004
1961	449.008	353.046	354.998	354.237	450.960	450.199
1962	541.761	422.831	421.171		540.101	
1963	639.809	494.263	496.775		642.321	
1964	777.061	596.711	604.397		784.147	
1965	910.657	689.452	700.148		921.353	
1966	1.040.750	775.618	783.245		1.048.377	
1967	1.201.488	883.558	889.953		1.207.883	
1968	1.427.335	1.036.700	1.041.282		1.431.917	
1969	1.695.625	1.220.099	1.225.505		1.701.031	
1970	1.951.438	1.375.767	1.380.781		1.956.428	

<sup>a</sup> (M3A). Efectivo en manos del público, más depósitos a la vista en el Banco de España, más depósitos totales en la banca privada y en las Cajas de Ahorro (excluidos los de la moneda extranjera y pesetas convertibles), en 31 de diciembre.

<sup>b</sup> (MB3B). Efectivo en manos del público, depósitos a la vista en el Banco de España y depósitos totales en la banca privada, en 31 de diciembre.

<sup>c</sup> (MB3C). Billetes de todas las denominaciones fuera de la caja del Banco de España, más depósitos totales en la banca privada, en 31 de diciembre.

<sup>d</sup> (MB3D). Billetes de 25 ptas. en adelante, fuera de la caja del Banco de España, más depósitos totales en la banca privada, en 31 de diciembre.

<sup>e</sup> (M3E). Billetes de todas las denominaciones, fuera de la caja del Banco de España, más depósitos totales en la banca privada, más depósitos totales en las Cajas de Ahorro, en 31 de diciembre.

<sup>f</sup> (M3F). Billetes de 25 ptas. en adelante, fuera de la caja del Banco de España, más depósitos totales en la banca privada y en las Cajas de Ahorro, en 31 de diciembre.

FUENTE: Elaboración propia, ensamblando series de distintas procedencias.

## CUADRO 5

*Oferta monetaria (series complementarias), 1901-1970*  
(En millones de pesetas)

Años	1	2	3
	C-1 <sup>a</sup>	C-2 <sup>b</sup>	C-3 <sup>c</sup>
1901		1.830	
1902		1.841	
1903		1.848	
1904	1.774	1.859	
1905	1.742	1.833	
1906	1.728	1.824	
1907	1.766	1.867	
1908	1.878	1.919	
1909	1.916	2.066	
1910	1.976	2.135	
1911	2.047	2.211	
1912	2.172	2.341	
1913	2.285	2.431	
1914	2.316	2.453	
1915	2.483	2.629	2.801
1916	2.776	2.934	3.111
1917	3.290	3.359	3.549
1918	3.904	4.076	4.312
1919	4.533	4.716	5.013
1920	5.079	5.265	5.564
1921	5.112	5.527	5.824
1922	5.158	5.652	5.937
1923	5.483	5.970	6.235
1924	5.776	6.281	6.546
1925	5.781	6.286	6.553
1926	6.426	6.910	7.157
1927	6.525	7.214	7.470
1928	7.241	7.944	8.160
1929	7.393	8.458	
1930	8.173	9.439	
1931	8.360	9.457	
1932	8.795	9.815	
1933	9.111	10.205	
1934	9.115	10.536	
1935	9.751	11.337	
1936	—	—	
1937	—	—	
1938	—	—	
1939	—	16.371	
1940	—	19.144	
1941	17.350	19.201	
1942	19.654	21.688	
1943	20.932	23.289	
1944	23.109	26.774	
1945	25.410	30.359	

CUADRO 5 (continuación)

Años	1	2	3
	C-1 <sup>a</sup>	C-2 <sup>b</sup>	C-3 <sup>c</sup>
1946	30.421	36.003	
1947	35.645	42.297	
1948	37.596	44.687	
1949	40.450	48.827	
1950	46.853	57.147	
1951	54.534	66.609	
1952	50.865	74.773	
1953	65.106	81.056	
1954	73.421	92.979	
1955	83.179	105.256	
1956	98.285	123.486	
1957	117.067	145.279	
1958	131.502	163.824	
1959	139.598	174.877	
1960	158.462	207.928	
1961	184.555	242.978	
1962	222.753	291.124	
1963	265.399	345.536	
1964	321.314	431.918	
1965	386.052	523.751	
1966	452.150	679.266	
1967	527.126	795.487	
1968	617.193		
1969	728.717		
1970	849.527		

<sup>a</sup> (C-1). Billetes en circulación fuera de la caja del Banco de España (de 25 ptas. en adelante hasta 1936; de todas las denominaciones desde 1941) más depósitos totales en las Cajas de Ahorro, en 31 de diciembre.

<sup>b</sup> (C-2). Billetes en circulación fuera de la caja del Banco de España (de 25 ptas. en adelante hasta 1936; de todas las denominaciones desde 1941), más depósitos totales en las Cajas de Ahorro (incluidas las bancarias) en 31 de diciembre.

<sup>c</sup> (C-3). Billetes de 25 ptas. en adelante, fuera de la caja del Banco de España, más depósitos totales en las Cajas de Ahorro (incluidas las bancarias), más monedas de plata en circulación.

FUENTE: Elaboración propia, ensamblando series de distinta procedencia.

El problema de identificación de la ecuación se resuelve calculando la función de demanda en términos reales, en tanto que la de oferta lo sería en términos nominales. Se supone también que el sesgo de ecuaciones simultáneas es muy reducido. Sin embargo, la consideración de que esta ecuación no es sino una dentro de un modelo más amplio (con otra de oferta y una tercera que establece el mecanismo de ajuste, por lo menos) nos permitirá, en alguna ocasión, identificar posibles errores en los coeficientes calculados, que pueden reflejar relaciones propias de las otras dos ecuaciones.

Las estimaciones se efectuaron todas con cifras anuales <sup>9</sup> por el método

9. La dificultad básica para el cálculo de regresiones con cifras mensuales o trimestrales era la no disponibilidad de estimaciones de la renta nacional con dicha periodicidad. De hecho, cuando

de los mínimos cuadrados simples. En las tablas figuran los coeficientes de regresión acompañados del  $R^2$  (coeficiente de determinación),  $S$  (error estándar de la estimación) y de los estadísticos  $t$  de los coeficientes de las variables independientes, que aparecen entre paréntesis debajo de cada coeficiente. Se calculó también el estadístico  $F$ ; aunque no figura en las tablas, se hacen notar los casos en que su nivel de significación no llega al 0,1 por ciento.<sup>10</sup>

### FUNCIONES A LARGO PLAZO

Las regresiones fundamentales, lineales y logarítmicas, se recogen en las tablas 1 a 12,<sup>11</sup> calculadas con el índice de precios al por mayor (PM) como deflactor y como base de la variable  $P'$  (tasa de cambio de precios).<sup>12</sup> De la

---

el Banco de España intentó estos estudios, tuvo que proceder a la trimestralización del producto interior bruto. Como sea que las regresiones así especificadas ya están efectuadas (véase Banco de España, «Funciones de demanda de dinero y multiplicadores monetarios para la economía española», *Boletín Estadístico*, junio 1970, pp. v-xix; M. BOYER, «La interacción entre procesos monetarios y reales: la controversia teórica y la evidencia empírica en el caso español», en *El Nuevo Monetarismo*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales, 1971, pp. 49-92), nos limitamos aquí a manejar cifras anuales.

10. Por haber tenido que recurrir a diferentes programas de ordenador para la estimación de las regresiones, no ha sido posible obtener el estadístico de Durbin-Watson en todos los casos; de ahí que no se incluya en las tablas correspondientes. Por la misma razón, sólo se dispone de cifras del coeficiente de determinación corregido según grados de libertad para algunas regresiones. Dado que la diferencia debida a esta corrección es muy pequeña para la mayoría de cálculos, se usa el  $R^2$  simple, por cuestiones de homogeneidad en los resultados. No obstante, se indica el  $R^2$  ajustado para grados de libertad, cuando su discrepancia respecto del ordinario es notable.

Sin perjuicio de efectuar, más adelante, observaciones adicionales sobre la evidencia que el test de Durbin-Watson ha arrojado en las regresiones llevadas a cabo, se resume seguidamente lo que dicho test (al nivel de significación del 1 por ciento) pone de manifiesto en cuanto a las funciones de demanda de dinero. a) En las estimaciones con una sola variable explicativa se ha puesto de manifiesto la existencia de autocorrelación positiva en los residuos; la causa de esto puede ser la omisión de variables significativas, ya indicada anteriormente. La evidencia de autocorrelación es mayor cuando se utiliza el coste de oportunidad del dinero como variable independiente, y menor cuando se utiliza la renta real. b) El test de Durbin-Watson, en las funciones lineales de demanda de dinero con dos variables independientes (renta y alguna medida del coste de oportunidad del dinero), permite sostener la hipótesis de ausencia de autocorrelación cuando se utiliza M1A como variable dependiente; el test es negativo o inconcluyente cuando se trata de M3A, pero señala la existencia de autocorrelación positiva cuando se utiliza la serie M2A. c) Las regresiones que utilizan series en incrementos muestran ausencia de autocorrelación con M1A, correlación positiva con M2A y de nuevo ausencia de autocorrelación o resultados inconcluyentes con M3A, cuando hay una sola variable independiente; los resultados apoyan mucho más definitivamente la hipótesis de autocorrelación nula, aun con M2A, cuando se introduce una segunda variable independiente. Estos resultados eran de esperar: el uso de series en primeras diferencias equivale a la corrección de las series originales de acuerdo con la estructura autorregresiva del término de perturbación, suponiendo que dicha estructura sea del tipo  $u_t = u_{t-1} + v_t$ . Cf. J. JOHNSON, *Métodos de Econometría*, Barcelona, Vicens Vives, 1967, p. 187. d) Las estimaciones basadas en series en incrementos relativos o en incrementos logarítmicos (simples o relativos), son aún mucho más claras en cuanto a la hipótesis de autocorrelación nula.

11. La tabla 1 recoge todas las regresiones efectuadas con las variables y en la forma que se indican. En las demás sólo se incluyen las que resultan particularmente interesantes o que ofrecen resultados aceptables.

12. Para facilitar la perforación de las fichas en la fase de preparación del trabajo, las cifras

TABLA 1\*

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
1.1	1952-1970	M1A	— 261,656	0,415 (68,271)	0,996	74,146
1.2	1952-1970	M2A	— 1.428,816	0,719 (24,088)	0,971	364,220
1.3	1952-1970	M3A	— 2.712,813	1,177 (42,515)	0,990	337,582
1.4	1945-1970	MB1B	71,364	0,361 (33,187)	0,978	161,277
1.5	1945-1970	MB2B	— 530,770	0,541 (27,940)	0,970	286,779
1.6	1945-1970	MB3B	— 998,698	0,756 (34,888)	0,980	321,291
1.7	1945-1970	M3A	— 1.996,486	1,097 (32,986)	0,978	492,887
1.8	1941-1970	MB1C	80,290	0,364 (38,931)	0,982	147,226
1.9	1941-1970	MB2C	— 485,153	0,539 (32,204)	0,974	263,753
1.10	1941-1970	MB3C	— 954,935	0,755 (40,463)	0,984	293,931
1.11	1941-1970	M3E	— 1.903,763	1,090 (37,470)	0,980	458,278
1.12	1923-1961	MB1D	35,503	0,340 (7,181)	0,640	205,388
1.13	1923-1961	MB3D	— 618,248	0,633 (10,233)	0,783	268,519
1.14	1923-1961	M3F	— 901,949	0,815 (12,814)	0,850	276,002
1.15	1904-1970	C1	— 713,819	0,456 (38,319)	0,968	219,303
1.16	1901-1967	C2	— 936,142	0,593 (15,021)	0,828	503,423

\* En todas las tablas, mientras no se indique lo contrario, P se refiere al índice de precios al por mayor;  $\Delta X = X_t - X_{t-1}$ ;  $X' = (\Delta X)/X_{t-1}$ ; y log se refiere a logaritmos naturales.

El signo (o) al lado de un coeficiente de regresión implica que el estadístico t no es significativo al nivel del 5 por ciento; cuando no lo es al 2 por ciento se indica con (a), y mientras no se indique lo contrario, todos los son al nivel de probabilidad del 0,1 por ciento. Igualmente se indica mediante I, II o III (al lado del coeficiente de determinación) cuando el estadístico F no es significativo al nivel de probabilidad del 1 por ciento, 5 por ciento o en absoluto. El signo (+) al lado de un coeficiente de regresión implica que su signo es contrario al esperado.



observación de dichas tablas resulta que la relación entre demanda de dinero y renta real es la principal y dominante, tanto en las regresiones lineales como en las logarítmicas. La introducción de otras variables apenas mejora el ajuste. En general, las regresiones en logaritmos arrojan resultados un poco inferiores (medidos por los  $R^2$ , por los estadísticos  $t$  de los coeficientes y por los  $F$ ) a los de las relaciones lineales entre la demanda de dinero y la renta real, sugiriendo que, para la economía española, la relación es de tipo aditivo y no multiplicativo. Ahora bien, para el período 1952-1970 los resultados con logaritmos son ligeramente mejores que los lineales, lo cual, dada la mayor calidad de las cifras del período, el carácter más estable del mismo, y su mayor significación de cara a políticas actuales, permite sostener que no hay, prácticamente, ventaja apreciable de un criterio u otro. En todo caso, los coeficientes de determinación de las principales ecuaciones son elevados: superiores a 0,99 en bastantes casos, y muy altos incluso para series tan poco aceptables teóricamente como las C1 y C2.

El gráfico 1 recoge, a modo de ejemplo, la relación entre  $M1A/PM$  e

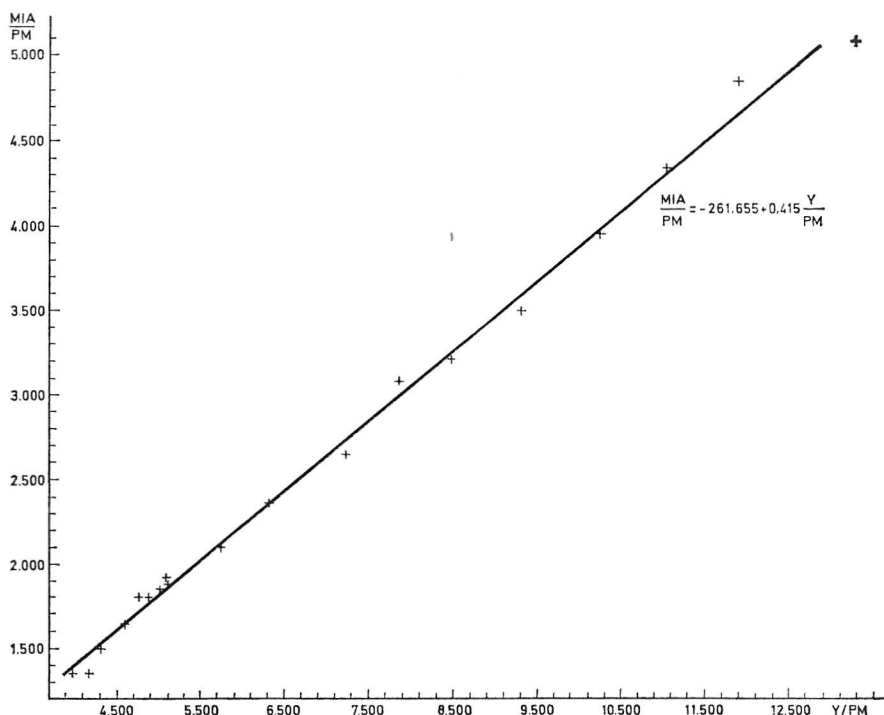


GRÁFICO 1

de renta y de cantidad de dinero en términos reales vienen expresadas en centenares de millones de pesetas; cuando se expresan en términos *per capita*, en centenares de pesetas. En cuanto a los logaritmos, todos son con base  $e$ .

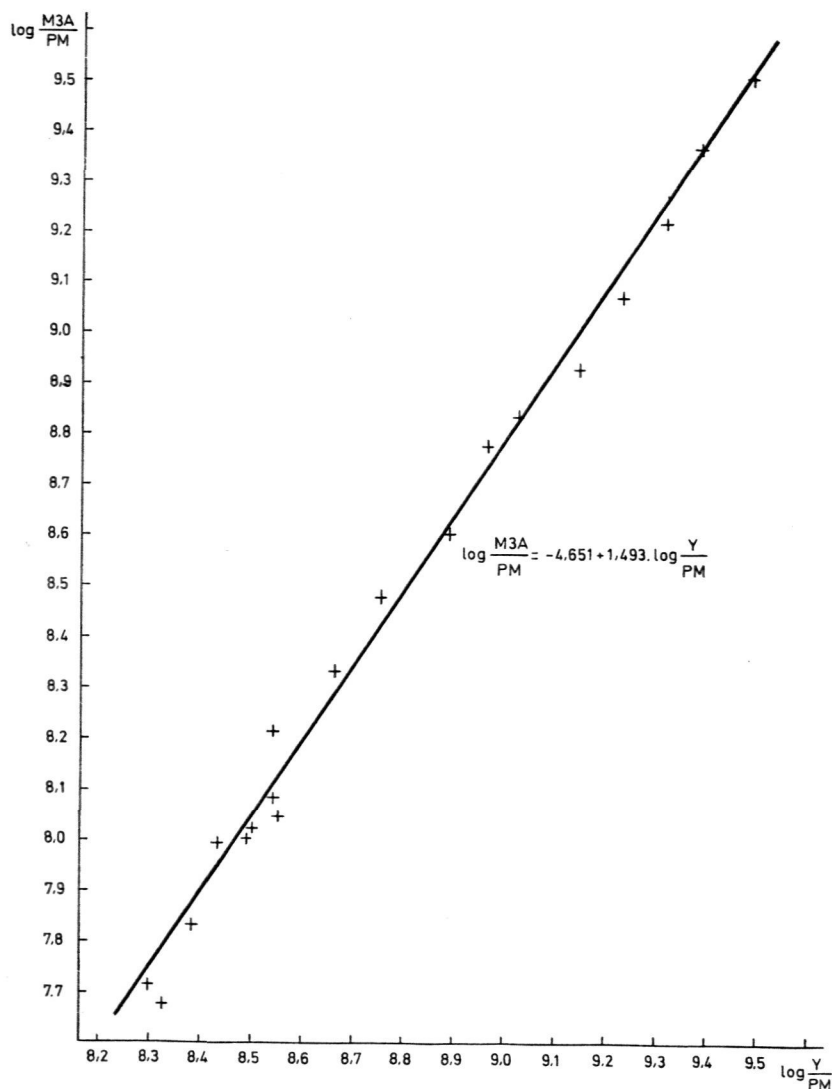


GRÁFICO 2

$Y/PM$ , en términos lineales (ecuación 1.1 de la tabla 1); el gráfico 2 hace lo propio con la relación logarítmica entre  $M3A/PM$  e  $Y/PM$  (ecuación 8.3 de la tabla 8). En ambos casos, la precisión del ajuste resulta patente.

Algunas de las relaciones entre la demanda de dinero y el tipo de interés ( $ID$ ) se recogen en las tablas 2 (lineal) y 9 (logarítmica). La correlación es aún bastante buena, aunque notablemente inferior a la que se da entre renta y

TABLA 2

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot r \quad (r = ID)$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
2.1	1952-1970	M1A	11.850,982	— 2.616,849 (— 11,171)	0,880	425,891
2.2	1952-1970	M2A	19.960,531	— 4.588,359 (— 9,842)	0,851	834,140
2.3	1952-1970	M3A	32.507,391	— 7.570,455 (— 11,293)	0,882	1.199,442
2.4	1941-1970	M3E	31.312,320	— 7.567,372 (— 7,024)	0,638	1.971,913
2.5	1904-1970	C1	7.857,457	— 1.665,282 (— 7,104)	0,507	856,514
2.6	1901-1967	C2	7.587,117	— 1.554,735 (— 5,058)	0,353	975,695

demanda de dinero.<sup>13</sup> La tabla 3 recoge algunas de las que se dan entre demanda de dinero y rendimiento de las obligaciones: aquí, el coeficiente de *IO* es siempre de signo contrario al esperado; además, algunos de ellos son de reducida significación estadística, y los estadísticos *F* sugieren una gran variabilidad en los coeficientes, cuando el ajuste se refiere a períodos anteriores a 1936.

TABLA 3

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot r \quad (r = IO)$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
3.1	1952-1970	M1A	— 4.827,947	1.292,943 (+) (4,979)	0,593	784,515
3.2	1952-1970	M2A	— 9.735,908	2.324,998 (+) (5,157)	0,610	1.361,958
3.3	1941-1970	M3E	— 8.140,817	2.397,192 (+) (6,924)	0,632	1.990,026
3.4	1910-1970	C1	— 2.674,813	765,173 (+) (4,699)	0,310	1.013,218
3.5	1910-1967	C2	— 1.003,515	473,887 (+) o (2,433)	0,112 (II)	1.142,665

13. Quizá sea una relación espúrea, dada la tendencia secular decreciente de *ID*.

Los resultados de la regresión entre demanda de dinero y tasa de cambio de precios se reflejan en las tablas 4 y 10. Son de calidad bastante inferior: los estadísticos  $F$  reflejan niveles de significación en ningún caso mejores que el 0,1 por ciento, y en bastantes de ellos superiores al 5 por ciento; los coeficientes de  $P'$  son no significativos en las regresiones que, por la calidad de las cifras y el período comprendido, parecen más relevantes; en algunos casos, su signo es contrario al esperado.

TABLA 4

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot P'$$

Regresión número	Período	Definición de $M$	$a$	$b$	$R^2$	$S$
4.1	1952-1970	$M1A$	3.027,563	— 8.354,230 o (— 1,272)	0,087 (III)	1.175,270
4.2	1952-1970	$M2A$	4.385,248	— 14.917,277 o (— 1,282)	0,088 (III)	2.082,572
4.3	1952-1970	$M3A$	6.690,162	— 25.396,777 o (— 1,370)	0,099 (III)	3.318,917
4.4	1941-1970	$M3E$	6.070,766	— 22.732,043 (— 3,015)	0,245 (I)	2.847,596
4.5	1904-1970	$C1$	1.460,677	— 1.886,721 o (— 0,973)	0,019 (III)	1.208,730
4.6	1901-1967	$C2$	1.453,090	— 378,797 o (— 0,196)	0,001 (III)	1.211,979

Las tablas 5, 6 11 y 12 recogen la influencia conjunta de la renta y el coste de oportunidad del dinero. De su observación resulta que aquella sigue siendo, con mucho, la variable dominante, y que su significación apenas se ve reducida (y los  $R^2$  apenas incrementados) por la introducción de otras variables. En cuanto a los tipos de interés, no todos resultan significativos; el rendimiento de la deuda pública lo sigue siendo más que el de las obligaciones. La tasa de cambio de precios, introducida con la renta real (tablas 6 y 12), resultó también ahora irrelevante: su coeficiente fue, en todo caso, no significativo.

Los resultados, poco esperados teóricamente, de la consideración de la tasa de cambio de precios, nos indujeron a introducirla junto con el tipo de interés en la función de demanda de dinero (tabla 7). Al hacerlo, se corría el riesgo de colinealidad (dado que el tipo de interés nominal, como coste de oportunidad del dinero, incluye la tasa esperada de inflación). No obstante, dado el curioso comportamiento de las series de interés (gráfico 3), no resulta claro que incorporen, efectivamente, la tasa de inflación. De todas maneras,

TABLA 5

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot r + c \cdot \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	Definición de h	a	b	c	R <sup>a</sup>	S
5.1	1952-1970	M1A	ID	— 369,013	23,858 (+) o (0,193)	0,418 (22,649)	0,996	76,348
5.2	1952-1970	M1A	IO	— 375,351	25,525 (+) o (0,658)	0,410 (42,705)	0,996	75,414
5.3	1952-1970	M2A	ID	— 4,563,844	690,676 (+) o (1,068)	0,816 (8,597)	0,973	362,731
5.4	1952-1970	M2A	IO	— 2,653,612	309,043 (+) o (1,045)	0,653 (8,906)	0,935	575,155
5.5	1952-1970	M3A	ID	— 4,874,341	476,207 (+) o (0,782)	1,243 (13,916)	0,992	341,541
5.6	1941-1970	MB1C	ID	— 1,969,754	— 464,565 (— 5,461)	0,324 (32,723)	0,992	103,353
5.7	1941-1970	MB1C	IO	510,847	— 125,016 (— 3,038)	0,402 (26,779)	0,986	129,426
5.8	1941-1970	MB2C	ID	2,284,249	— 680,916 (— 3,824)	0,480 (23,198)	0,982	216,333
5.9	1941-1970	MB2C	IO	139,191	— 181,283 (— 2,326)	0,595 (20,908)	0,978	245,151
5.10	1941-1970	MB3C	ID	2,484,239	— 845,593 (— 4,571)	0,682 (31,703)	0,990	224,750
5.11	1941-1970	MB3C	IO	— 230,077	— 210,469 (— 2,444)	0,820 (26,077)	0,986	270,852
5.12	1910-1967	C2	IO	130,656	— 234,414 (— 2,711)	0,654 (15,128)	0,852	472,514
5.13	1910-1967	C2	ID	900,745	— 409,521 (— 2,288)	0,540 (12,102)	0,845	482,166
5.14	1910-1970	C1	IO	— 273,526	— 101,864 (— 2,389)	0,477 (33,143)	0,970	209,470

TABLA 6

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot P' + c \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	c	R <sup>a</sup>	S
6.1	1952-1970	M1A	— 280,215	243,174 (+) o (0,548)	0,416 (63,874)	0,996	75,717
6.2	1952-1970	M2A	— 1,407,777	— 272,206 (— 0,124)	0,718 (22,217)	0,972	375,257
6.3	1952-1970	M3A	— 2,621,670	— 1,193,937 (— 0,592)	1,172 (39,551)	0,990	344,232
6.4	1904-1970	C1	— 691,023	— 107,424 (— 0,328)	0,453 (41,328)	0,970	209,958
6.5	1921-1935	C1	— 1,474,920	— 363,548 (— 0,456)	0,714 (4,012)	0,687	138,778
6.6	1904-1935	C1	— 789,562	— 396,734 (— 1,522)	0,495 (9,412)	0,806	121,145

TABLA 7

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot r + c \cdot P' + d \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Periodo	Definición de M	Definición de r	a	b	c	d	R <sup>2</sup>	S
7.1	1941-1970	MB1C	ID	2.015,220	— 471,235 (— 53,336)	— 122,762 o (— 0,372)	0,321 (27,939)	0,992	105,045
7.2	1941-1970	MB1C	IO	596,630	— 137,150 (— 3,025)	— 294,530 o (— 0,671)	0,402 (26,510)	0,986	130,765
7.3	1941-1970	MB3C	ID	2.609,153	— 863,921 (— 4,506)	— 337,261 o (— 0,470)	0,676 (27,058)	0,990	228,067
7.4	1941-1970	M3E	ID	3.297,651	— 1.266,904 (— 4,068)	— 326,004 o (— 0,280)	0,976 (24,061)	0,988	370,397
7.5	1910-1970	C1	IO	— 127,396	— 126,785 (— 2,735)	— 484,933 o (— 1,315)	0,480 (33,193)	0,972	207,897

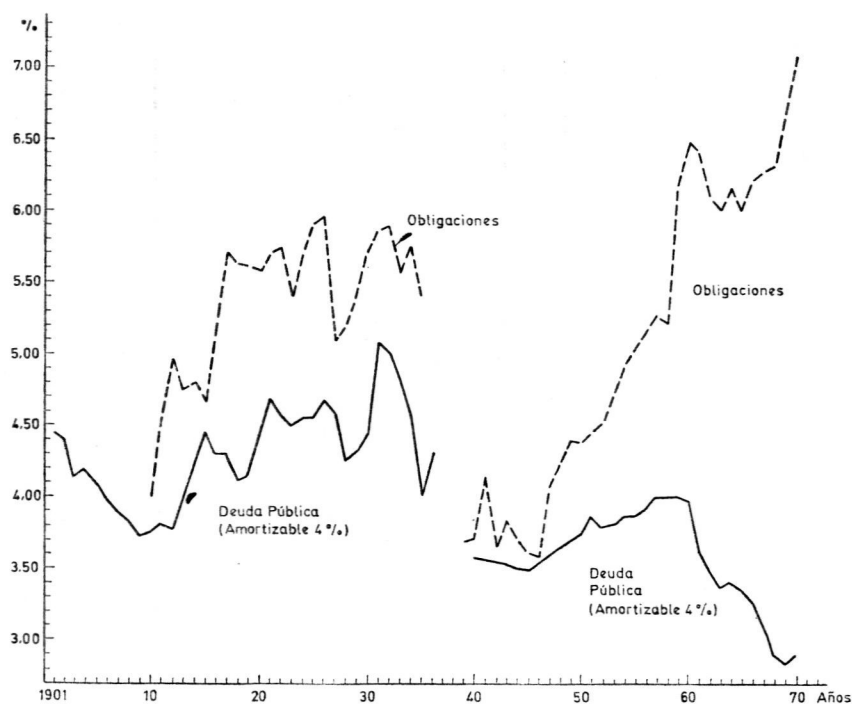


GRÁFICO 3

la tabla 7 es suficientemente elocuente: la renta vuelve a ser, una vez más, la variable dominante, altamente significativa en todas las regresiones efectuadas; el ajuste apenas mejora por la introducción de las variables que pretenden recoger el coste de oportunidad del dinero, y los coeficientes de  $P'$  resultan no significativos (y, en algún caso, con signo contrario al esperado).

#### FUNCIONES «PER CAPITA»

Como se ha indicado anteriormente, se llevaron a cabo algunas regresiones en términos *per capita*, con objeto de comparar los resultados con los descritos antes. La calidad del ajuste empeoró, en relación con los de las tablas 1 a 12: los  $R^2$  fueron ligeramente menores; los coeficientes que resultaban no significativos en las regresiones en términos absolutos seguían no siéndolo en las *per capita*; también las  $t$  se redujeron ligeramente, aunque, en conjunto, las diferencias entre el enfoque *per capita* y el agregado fueron muy reducidas. Por otro lado, el coeficiente de  $Y/PM$  resultó ser un poco mayor en términos *per capita*, aunque la diferencia fue, como máximo, de cinco centésimas (en



TABLA 8

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
8.1	1952-1970	M1A	-1,933	1,107 (61,683)	0,996	0,029
8.2	1952-1970	M2A	-3,890	1,360 (37,514)	0,988	0,059
8.3	1952-1970	M3A	-4,651	1,493 (48,353)	0,992	0,050
8.4	1945-1970	MB1B	-0,162	0,905 (18,689)	0,935	0,110
8.5	1945-1970	MB2B	-1,656	1,096 (20,348)	0,945	0,122
8.6	1945-1970	MB3B	-2,267	1,196 (23,632)	0,958	0,115
8.7	1941-1970	MB1C	-0,163	0,906 (22,781)	0,949	0,099
8.8	1941-1970	MB2C	-1,622	1,093 (24,692)	0,956	0,110
8.9	1941-1970	MB3C	-2,341	1,205 (29,494)	0,968	0,101
8.10	1941-1970	M3E	-3,368	1,349 (32,205)	0,974	0,104
8.11	1923-1961	MB1D	-1,789	1,085 (6,283)	0,552	0,196
8.12	1923-1961	MB3D	-4,249	1,419 (8,096)	0,672	0,199
8.13	1923-1961	M3F	-4,672	1,495 (9,367)	0,733	0,181
8.14	1904-1970	C1	-5,595	1,509 (25,346)	0,914	0,212

términos lineales). Esto hace pensar que la demanda de dinero no es, quizás, una función homogénea de grado uno respecto de la población.<sup>14</sup>

#### ELECCIÓN DEL ÍNDICE DE PRECIOS ADECUADO

Dada la marcha de los índices de precios en la economía española, la elección de un índice u otro será, probablemente, poco relevante. Con todo, se llevaron a cabo regresiones utilizando el coste de la vida y el deflactor implí-

14. A la misma conclusión llega M. BOYER («La demanda de dinero en España: una primera aproximación», *Moneda y Crédito*, junio 1970, p. 72).

TABLA 9

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log r$$

Regresión número	Período	Definición de M	Definición de r	a	b	R <sup>2</sup>	S
9.1	1952-1970	M1A	ID	11,889	— 3,243 (— 10,664)	0,870	0,159
9.2	1952-1970	M2A	ID	13,100	— 3,994 (— 10,576)	0,868	0,197
9.3	1952-1970	M3A	ID	13,978	— 4,370 (— 10,562)	0,868	0,216

TABLA 10

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log P'$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
10.1	1952-1970	M1A	7,582	— 0,060 o (— 0,589)	0,020 (III)	0,436
10.2	1952-1970	M2A	7,583	— 0,064 o (— 0,496)	0,014 (III)	0,550
10.3	1952-1970	M3A	8,143	— 0,089 o (— 0,652)	0,024 (III)	0,587

cito para la reducción de la renta y la cantidad de dinero a términos reales, y como base para el cálculo de  $P'$ . La tabla 13 recoge algunos de los resultados conseguidos con  $PC$ , a modo de ejemplo. Con un criterio pragmático, el índice de precios al por mayor es preferible al deflactor implícito, y éste al coste de la vida, en general.<sup>15</sup>

15. Sólo las regresiones que comprenden el período 1926-1941 (es decir, las que utilizan como conceptos de dinero el  $MB1D$ ,  $MB3D$  y  $M3F$ ) ofrecen mejores resultados con  $PC$  que con  $PM$ . En todo caso,  $PD$  parece ocupar un lugar intermedio (como promedio que viene a ser de los otros dos). La causa de este particular comportamiento en los años 1926-1941 se discute ampliamente en A. ARGANDOÑA, *Estudios sobre la demanda de dinero en España, 1901-1970*, op. cit., pp. 40-42.

TABLA 11

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log r + c \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	Definición de r	a	b	c	R <sup>2</sup>	s
11.1	1952-1970	M1A	ID	— 3,092	0,297 (+) o (1,885)	1,197 (12,789)	0,996	0,027
11.2	1952-1970	M2A	ID	— 4,926	0,265 (+) o (0,760)	1,440 (12,932)	0,988	0,060
11.3	1952-1970	M3A	ID	— 6,186	0,394 (+) o (1,379)	1,611 (17,677)	0,994	0,049
11.4	1941-1970	MB1C	ID	2,159	— 0,935 (— 5,372)	0,773 (20,613)	0,976	0,070
11.5	1941-1970	MB2C	ID	0,848	— 0,995 (— 4,914)	0,952 (21,815)	0,976	0,081
11.6	1941-1970	MB3C	ID	— 0,343	— 0,805 (— 3,925)	1,090 (24,663)	0,980	0,082
11.7	1941-1970	M3E	ID	— 1,518	— 0,745 (— 3,368)	1,243 (26,075)	0,982	0,089
11.8	1923-1961	MB1D	ID	1,116	— 1,525 (— 9,839)	0,990 (11,389)	0,891	0,098
11.9	1923-1961	M3F	IO	— 5,470	— 0,647 (— 3,985)	1,718 (11,992)	0,823	0,149
11.10	1941-1970	C1	ID	0,695	— 1,569 (— 6,078)	1,011 (18,176)	0,970	0,104
11.11	1910-1935	C1	ID	— 16,698	— 1,061 o (— 2,204)	3,110 ( 9,496)	0,845	0,162
11.12	1910-1970	C1	IO	— 5,282	— 0,640 (— 3,367)	1,600 (22,097)	0,920	0,199

TABLA 12

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log P' + c \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	c	R <sup>2</sup>	S
12.1	1951-1970	MB3C	— 3,943	0,003 o (— 0,217)	1,382 (39,769)	0,990	0,057
12.2	1951-1970	M3E	— 4,889	0,005 o (— 0,401)	1,517 (40,159)	0,990	0,062

TABLA 13

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot \frac{Y}{P} \quad (P = PC)$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
13.1	1952-1970	M1A	— 307,133	0,427 (55,096)	0,994	60,073
13.2	1945-1970	M3A	— 1.555,783	1,060 (21,258)	0,949	565,984
13.3	1926-1961	M3F	— 417,033	0,702 (14,203)	0,874	287,581

## RELACIÓN ENTRE DEMANDA DE DINERO Y RENTA

La elasticidad-renta de la demanda de dinero viene expresada por los coeficientes de  $Y/PM$  en las tablas 8, 11 y 12. Resulta obvio que esa elasticidad será diferente para las distintas definiciones de dinero, dado que sus distintos componentes no tendrán el mismo comportamiento ante cambios en la renta; por ello se consideran por separado.

M-1. La demanda de dinero en su acepción más restrictiva tiene una elasticidad-renta inferior. He aquí las calculadas:

Definición de dinero	Período	Elasticidad-renta
MB1D	1923-1935	1,261
MB1C	1941-1950	0,089 *
MB1D	1941-1961	0,601
MB1D	1923-1961	1,085
MB1C	1941-1970	0,906
MB1B	1945-1970	0,905
MB1C	1951-1970	1,104
M1A	1952-1970	1,107

\* Coeficiente no significativo;  $R^2 = 0,05$ .

El período 1923-1935 presenta una elasticidad superior a la de los demás períodos considerados; ello parece deberse a defectos estadísticos de las series estimadas, en dichas fechas. Por otro lado, la elasticidad-renta de la demanda de dinero se reduce fuertemente en el período 1941-1950, si bien el coeficiente de log ( $Y/PM$ ) resulta poco significativo para estos años, y la calidad del ajuste es escasa, lo que se explica por el control de precios. Otro tanto puede decirse de las elasticidades calculadas para períodos más amplios, cuando abarcan los años 1941-1950.<sup>16</sup>

Las dos últimas cifras del cuadro son las más relevantes para nosotros, y son casi idénticas para la oferta monetaria (en sentido estricto) de los Bancos (1,104) y de los Bancos y Cajas (1,107); el hecho de que esta última sea ligeramente mayor apenas autoriza a suponer, por ahora, que la elasticidad-renta de los depósitos a la vista en las Cajas de Ahorro sea significativamente mayor que la de los depósitos a la vista en los Bancos. En definitiva, podemos concluir que la demanda de dinero (en su sentido restringido) tiene una elasticidad-renta poco mayor que la unidad. El resultado es coherente con el obtenido en otros estudios.<sup>17</sup>

M-2. La inclusión de los depósitos a plazo en la demanda de dinero nos lleva a las siguientes estimaciones de la elasticidad-renta:

16. Las peculiaridades de los años anteriores a 1950 serán objeto de estudio en una segunda parte de este artículo. Podemos adelantar aquí que la introducción de una variable ficticia para los años 1941-1950, que corrija el desplazamiento de la función por el control de precios y racionamiento, transforma la elasticidad de MB1D (1923-1961) en 1,085, y la de MB1C (1941-1970) en 1,088. Estas cifras son sensiblemente iguales a las de los años 1951-1970, lo cual muestra que la elasticidad-renta normal no cambió sustancialmente en los años del control de precios, una vez que se corrige el desplazamiento de la función.

17. La cifra hallada por C. SEBASTIÁN (*op. cit.*) en un modelo similar (incluyendo la tasa esperada de cambio de precios) es de 1,13, para los años 1952-1968; la del Banco de España (*op. cit.*), 1,064 para 1954-1968. La que recoge M. BOYER (*op. cit.*, p. 69), es más elevada: 1,22 (para 1954-1968).

Definición de dinero	Período	Elasticidad-renta
<i>MB2C</i>	1941-1950	0,095 *
<i>MB2C</i>	1941-1970	1,093
<i>MB2B</i>	1945-1970	1,096
<i>MB2C</i>	1951-1970	1,303
<i>M2A</i>	1952-1970	1,360

\* Coeficiente no significativo;  $R^2 = 0,06$ .

Los resultados son paralelos a los anteriores, en cuanto a su distribución temporal. La elasticidad-renta del período 1941-1950 es también muy baja, y reduce la calculada para períodos más amplios que incluyan dichos años; <sup>18</sup> en el período 1950-1970 es, aproximadamente, de 1,30-1,36. El hecho de que la elasticidad sea algo mayor en la definición de dinero que incluye los depósitos a plazo en las Cajas de Ahorro hace pensar que éstos pueden ser un bien más «de lujo» que los de los Bancos.

M-3. La definición más amplia de dinero lleva a las siguientes elasticidades-renta:

Definición de dinero	Período	Elasticidad-renta
<i>MB3D</i>	1923-1935	1,922
<i>M3F</i>	1923-1935	2,785
<i>MB3C</i>	1941-1950	0,175 *
<i>M3E</i>	1941-1950	0,209 *
<i>MB3D</i>	1941-1961	0,937
<i>M3F</i>	1941-1961	1,098
<i>MB3D</i>	1923-1961	1,419
<i>M3F</i>	1923-1961	1,495
<i>MB3C</i>	1941-1970	1,205
<i>M3E</i>	1941-1970	1,349
<i>MB3B</i>	1945-1970	1,195
<i>MB3C</i>	1951-1970	1,385
<i>M3E</i>	1951-1970	1,521
<i>M3A</i>	1952-1970	1,493

\* Coeficiente no significativo;  $R^2 = 0,07$ .

Las cifras anteriores presentan la misma tónica temporal que las relativas a otras definiciones de dinero. Pero, además, las elasticidades son ahora notablemente mayores cuando incorporan depósitos en Cajas de Ahorro, lo cual

18. Corregido el ajuste para los años del control de precios, 1941-1950, mediante una variable ficticia, la elasticidad-renta para *MB2C*, 1941-1970, se eleva a 1,285, cifra muy próxima a la calculada para 1951-1970.

sugiere, ahora con más fuerza, que éstos son más «de lujo» que sus equivalentes en los Bancos.<sup>19</sup> Para el período 1950-1970, la elasticidad-renta parece estar en los alrededores de 1,5.<sup>20</sup>

La introducción del coste de oportunidad del dinero, junto con la renta real, en las funciones de demanda, no altera la consideración de los distintos componentes del dinero como bienes de lujo o de elasticidad unitaria, si bien las cifras quedan ligeramente modificadas. Para el período más reciente, se establecen así (al usar el rendimiento de la deuda pública como coste de oportunidad del dinero) (tabla 11):

Definición de dinero	Período	Elasticidad-renta
MB1C	1951-1970	1,27
MB2C	1951-1970	1,48
MB3C	1951-1970	1,57
M3E	1951-1970	1,72
M1A	1952-1970	1,20
M2A	1952-1970	1,44
M3A	1952-1970	1,61

Todas ellas son algo mayores que las obtenidas cuando sólo se relacionaban renta y cantidad de dinero en términos reales.<sup>21</sup>

#### ELASTICIDAD-RENTA DE LOS COMPONENTES DEL DINERO

En los párrafos anteriores se han hecho algunas conjeturas acerca del comportamiento de la demanda de los distintos componentes del dinero en relación con la renta real. Con el fin de comprobar directamente tales relaciones, hemos llevado a cabo regresiones separadas, en logaritmos, entre los distintos componentes de la definición de dinero (en términos reales) y la renta real. Los resultados aparecen en la tabla 24, para los años 1952-1970,

19. La introducción de una variable ficticia *DC* para los años 1941-1950 eleva la elasticidad para M3F a 1,392 (1923-1961); la de MB3C a 1,366 (1941-1970), y la de M3E a 1,501 (1941-1970).

20. La cifra calculada por C. SEBASTIÁN (*op. cit.*) para una definición similar de dinero, referida a 1952-1968, era de 1,68. La publicada por el Banco de España (*op. cit.*), para 1954-1968, era de 1,52; la de M. BOYER (*op. cit.*, p. 69), para el mismo período, es 1,58. Estos estudios incluyen otras variables en la ecuación.

21. No obstante, algunos coeficientes de *ID* resultaron no significativos o con signo contrario al esperado, lo cual hace sospechar que pueda haber multicolinealidad entre *ID* e *Y/P*.

y también para los subperíodos 1952-1959 y 1960-1970 (con objeto de comprobar si han variado las elasticidades de los diversos componentes a lo largo de estos años). A la vista de estas cifras, se puede concluir que la elasticidad-renta de  $E2$  (billetes en circulación fuera del Banco de España, incluyendo los de menos de 25 ptas. en 31 de diciembre de cada año)<sup>22</sup> fue prácticamente igual a la unidad en 1960-1970. La de los depósitos a la vista en los Bancos, de 1,1; las de depósitos a la vista en las Cajas, de 1,8; la de depósitos a plazo en los Bancos, de 1,7 y de 1,9 su correspondiente en las Cajas de Ahorro. Las cifras relativas a los depósitos de ahorro en los Bancos y Cajas fueron, respectivamente, 1,4 y 1,7. En cuanto a las agrupaciones de componentes, la elasticidad-renta de los depósitos totales a la vista (en Bancos y Cajas) fue de 1,143; la de los depósitos a plazo, de 1,745 y la de depósitos de ahorro de 1,505. La mayor elasticidad-renta de los depósitos en las Cajas de Ahorro, respecto de sus equivalencias en los Bancos, dada la similitud que, técnicamente, parecen tener los depósitos en unas entidades u otras, puede parecer sorprendente, aunque nada impide que, para el público, los depósitos en Bancos y en Cajas puedan tener caracteres diferentes. Ahora bien: las relaciones incluidas en la tabla 24 sólo hacen referencia a una de las variables que influyen en la decisión del público acerca de la demanda de los diversos componentes de dinero; si se considerasen otras variables, tales como los rendimientos de los diversos activos considerados, los esfuerzos de publicidad y promoción de Bancos y Cajas de Ahorro, etc., probablemente se hallarían las causas de esa mayor sensibilidad aparente de la demanda de depósitos de las Cajas respecto de la renta. No parece improbable, pues, que haya habido un aumento autónomo de los depósitos en las Cajas, no debido a cambios en la renta, pero que, dado el carácter creciente de ésta, aparezca correlacionado con ella.<sup>23</sup>

En cuanto a los subperíodos 1952-1959 y 1960-1970, se observa que la elasticidad-renta para todos los componentes de la demanda de dinero es mayor en el primero que en el segundo. Ello puede ser síntoma de una efectiva reducción de la elasticidad-renta, de la sustitución del dinero por otros activos componentes de la riqueza (participaciones en fondos de inversión mobiliaria o inmobiliaria, colocación directa en Bolsa, en terrenos, etc.) o de alguna variable omitida (por ejemplo, los rendimientos relativos de cada activo en ambos subperíodos).

22. Se ha utilizado esta serie, y no la de efectivo en manos del público, de la que pretende ser un sustitutivo, porque es el componente utilizado en la mayoría de las definiciones de  $M$ , en este trabajo.

23. El limitado número de años del estudio no permite llegar con firmeza a conclusión alguna, a pesar de los excelentes resultados obtenidos. El test de Durbin-Watson, al nivel de significación del 1 por ciento, mostró ausencia de autocorrelación en los residuos para la variable  $E2$ ; la prueba fue no concluyente para los depósitos a la vista de los bancos, de las Cajas y totales, y para los depósitos de ahorro en los bancos. Las demás regresiones mostraron evidencia de autocorrelación positiva. La causa más probable de este resultado parece ser la omisión de variables (sobre todo, del rendimiento de los depósitos).



RELACIÓN ENTRE DEMANDA DE DINERO Y COSTE  
DE OPORTUNIDAD DEL MISMO

La teoría económica sostiene que la demanda de dinero varía inversamente con su coste de oportunidad (representado por el rendimiento de los activos que, en la composición de la riqueza de un sujeto, son sus sustitutivos próximos). Ahora bien, en nuestro país los rendimientos de los activos financieros serán, probablemente, aproximaciones muy burdas al coste de oportunidad del dinero. Esto es particularmente cierto referido al rendimiento de la deuda pública. Es ésta una serie homogénea que se adentra en el siglo pasado, lo cual la hace de particular interés para nosotros; ahora bien, sobre su representatividad como medida del coste de oportunidad del dinero hay que hacer todo tipo de salvedades y observaciones. Quizás en las primeras décadas de este siglo fuese una medida aceptable del rendimiento de esos valores; pero en aquellos momentos el mercado era tan estrecho que difícilmente se puede identificar dicho rendimiento con el coste alternativo del dinero. Con el advenimiento de la Dictadura, se generalizó la práctica (iniciada en 1917) de emitir deuda para ser colocada en las entidades financieras mediante el aliciente de un mecanismo más o menos automático de pignoración. Por ello, la significación de *ID* como coste de oportunidad se redujo aún más, al limitarse su mercado y someterse a fuerzas ajenas a las de la normal oferta y demanda de títulos. Las discrepancias entre *ID* y la rentabilidad de obligaciones, *IO*, que se observan en el gráfico 3, pueden ser una muestra de tales distorsiones; con todo, en los años anteriores a la guerra el rendimiento de la deuda pública aún oscilaba bastante, lo cual hace suponer que tenía una cierta representatividad. A partir de 1940 esas oscilaciones casi desaparecen, el mercado sigue siendo estrecho, los condicionantes institucionales se refuerzan, y la serie *ID* resulta, probablemente, aún menos significativa. A pesar de todo, la introducción de *ID* suponemos que no resulta una aberración teórica, con la esperanza no de que represente fielmente el coste de oportunidad del dinero, sino de que, por lo menos, guarde una cierta relación con él.

La serie *IO* mide el rendimiento de las obligaciones. Las observaciones anteriores sobre estrechez del mercado, condicionantes institucionales, etc., son también válidas aquí. De todas maneras y aunque se puede dudar de la homogeneidad de la serie, cabe suponer que las cifras de la misma son suficientemente representativas del coste de oportunidad del dinero; la tendencia secular fuertemente creciente que se aprecia en los últimos años puede reflejar tanto sesgos diversos, fruto de una cierta ampliación del mercado, como la incorporación de la tasa esperada de inflación (que no se aprecia en la serie *ID*).

La tasa esperada de cambio de precios debe ser también, teóricamente, una medida del coste de oportunidad del dinero, habida cuenta de las limitaciones del mercado financiero español (que hace que los activos sustitutivos

del dinero sean, preferentemente, los reales) y de la relativamente alta tasa de inflación de la economía española (que hace pensar que el público no será indiferente a la misma).

Las tablas 2 y 9 ponen de manifiesto que, en una primera aproximación, el rendimiento de la deuda pública es una variable significativa en la función de demanda de dinero. A pesar de todos los reparos teóricos, históricos y estadísticos, existe una importante correlación entre  $M/P$  e  $ID$ , con coeficientes de determinación que llegan a 0,882 en el mejor de los casos (el signo del coeficiente de regresión es el esperado en la mayoría de los ajustes, y dichos coeficientes es significativamente diferente de cero al nivel de probabilidad del 1 por ciento). Precisamente la falta de oscilaciones de  $ID$ , que la hacía sospechosa desde el punto de vista teórico, puede explicar la calidad del ajuste, ya que lo relevante para la función de demanda de dinero no es el coste de oportunidad corriente, sino el esperado, y éste debe ser una serie suavizada respecto de la original: ello supone que  $ID$  puede moverse con un paralelismo adecuado a esa serie permanente o esperada (en un mercado fuertemente intervenido e institucionalizado, como es el de la deuda pública, sólo los movimientos bruscos y los cambios notables de tendencia llegarán a manifestarse, lo cual viene a hacer de la serie de  $ID$  una aproximación a la serie de rentabilidad permanente). No hay que excluir, sin embargo, la posibilidad de que existan relaciones estadísticas espúreas. Nótese que, para el período 1960-1970,  $ID$  tiene una clara tendencia decreciente, en tanto que  $M/P$  es sostenidamente creciente: la correlación puede venir dada por sus tendencias.<sup>24</sup>

Cuando abandonamos el período más reciente, en que la renta real tiene una tendencia secular muy definida, la correlación satisfactoria entre  $ID$  y  $M/P$  no da tanto cuando interviene  $Y/P$  como cuando no lo hace. Una vez más, la suavidad de la serie  $ID$  puede ser importante; no obstante, el hecho de que el  $R^2$  apenas mejore cuando se añade  $ID$  a la regresión entre  $M/P$  e  $Y/P$  hace pensar que el papel del coste de oportunidad del dinero es meramente residual, siendo la renta real la variable dominante, y que cuando sólo se relacionan  $M/P$  con  $ID$ , ésta recoge algunos de los efectos de  $Y/P$  (probablemente la estimación de la correlación entre renta y rendimiento de la deuda pública arrojaría cifras elevadas). La influencia de  $ID$  en la función de demanda de dinero parece reducirse conforme nos remontamos hacia atrás en el tiempo. La causa de ello es obvia, desde el punto de vista teórico: la demanda de dinero depende menos del rendimiento de los activos próximos al dinero, cuanto más subdesarrollado sea el sistema financiero. Hay, además, una razón estadística: en el período 1923-1935 la serie  $ID$  presenta una notable variabilidad, que merma calidad al ajuste (en otras palabras: si  $ID$  puede representar el coste de oportunidad esperado del dinero, quizá sólo presente, en dicho período, el coste corriente). También es probable que la sen-

24. Como la tabla 5 pone de manifiesto, el coeficiente de  $ID$  no es apenas significativo cuando en la regresión se incluye la renta real.

sibilidad de los españoles al coste de oportunidad financiero del dinero se haya incrementado en las dos últimas décadas.<sup>25</sup>

Aparentemente, la serie de rendimiento de las obligaciones debería reflejar el coste de oportunidad del dinero mejor que *ID*. Sin embargo, los resultados obtenidos no confirman en absoluto esta expectativa. Todos los coeficientes de *IO* en la tabla 3, sin excepción, resultan con signo contrario al esperado. A la vista del gráfico 3, se podría explicar esto como fruto de la tendencia secular creciente de *IO*. Cuando las regresiones abarcan los años comprendidos entre la primera guerra mundial y la de 1936-1939, en que la serie de rendimiento de las obligaciones no presenta una tendencia clara, parece que el signo de los coeficientes de regresión debería ser el correcto. Pues bien: para dichos años, ese coeficiente tampoco es significativamente distinto de cero (a juzgar por el estadístico *t*).<sup>26</sup> Cuando *IO* se incluye en regresiones

25. La cuantía de los coeficientes varía, para cada período, según la definición de *M*, siendo más bajo el coeficiente de *ID* cuando se utiliza *M1* y más alto cuando se usa *M3*. Ahora bien, lo lógico sería que, cuanto más amplia fuese la definición de dinero, más rígida resultase su demanda respecto del tipo de interés, dado que una parte de la acción de los cambios de éste consistirá en una reordenación de la cartera entre los distintos componentes de *M*. Sin embargo, las cifras de elasticidad de la demanda de dinero respecto de *ID* no muestran esta relación, por lo menos de una manera inequívoca. La tabla 9 arroja unas elasticidades sorprendentemente elevadas; parece, no obstante, que la relación entre *M/P* e *ID* oculta efectos estadísticos ya apuntados, lo cual se pone de manifiesto cuando se introduce también la renta real en la ecuación (tabla 11): la elasticidad-interés resulta, en tal caso, de signo contrario al esperado para los años 1951-1970, y su coeficiente muy poco significativo.

26. Se supone que el exceso de la oferta de dinero sobre su demanda se coloca, por ejemplo, en bonos; ello eleva su precio y reduce su rentabilidad, lo que da lugar a un desplazamiento del público, vendiendo bonos, y comprando, por ejemplo, acciones, con lo que el rendimiento de aquéllos vuelve a subir. Lo propio ocurrirá luego con las acciones y con los demás activos. El efecto final de un aumento de la masa monetaria será una renta nominal más alta y unos tipos de interés que han sufrido una primera reducción y un aumento posterior. El primero de dichos efectos sobre la rentabilidad de los valores se llama «efecto liquidez»; el segundo, «efecto renta»; hay un tercero, (el «efecto Fisher»), derivado de la incorporación de la tasa esperada de inflación al tipo de interés (del mismo signo que el efecto renta). Es de esperar que, a corto plazo, los tipos de interés tendrán un movimiento importante (por lo menos si los mercados son libres), y serán relevantes en la función de demanda de dinero. Pero, a largo plazo, la renta será la única variable relevante, lo cual implica coeficientes nulos para el tipo de interés. En cuanto al signo de éstos, que es lo que aquí nos ocupa, puede mostrar una dependencia respecto de la renta que sea ajena a la función de demanda de dinero. En efecto: en las funciones a largo plazo, una vez llevado a cabo el ajuste, el tipo de interés habrá vuelto a su nivel primitivo (su coeficiente será nulo), o habrá aumentado, sea porque el efecto renta es más intenso que el efecto liquidez (lo cual provocará un ajuste posterior, quizá de naturaleza cíclica), sea porque incorpora la inflación (efecto Fisher); en tal caso, su signo en la función de demanda será positivo, porque el tipo de interés se eleva y también lo hace la demanda de dinero. Nótese que la serie *IO*, que es la que más manifestamente incorpora la inflación esperada, es la que presenta signo positivo en la función de demanda de dinero. Lo que la variable «coste de oportunidad del dinero» pretende reflejar es el efecto de un cambio autónomo en dicha variable sobre *M/P*; no obstante, lo que se reflejará, frecuentemente, será un cambio inducido por alteraciones previas de *M*, que harán que *IO* se relacione con *Y/P*. En resumen, todo hace sospechar que el rendimiento de valores es una variable poco significativa en las funciones de demanda de dinero a largo plazo: una vez completado el ajuste, ha vuelto a su nivel primitivo, con lo que no resulta relevante; o se ha elevado aún más, con lo que su signo es incorrecto. Lo que ocurre, en tal caso, es que incluimos en la función de demanda de dinero efectos que no pertenecen a ella, sino al mecanismos de ajuste de la oferta a la demanda. Esto se paliaría, probablemente, mediante un modelo de tres ecuaciones: una de oferta de dinero; otra de demanda, y una tercera, que explicase dinámicamente el mecanismo de

con  $Y/P$ , los resultados apenas mejoran. Sólo algunas regresiones presentan coeficientes con signo correcto, pero en estos casos su significación es reducida.

La tabla 4 recoge las regresiones llevadas directamente a cabo entre la demanda de dinero y la tasa de inflación. El coeficiente de  $P'$ ; o bien presenta signo contrario al esperado, o bien resulta no significativo; además, el estadístico  $F$  señala una gran variabilidad en los coeficientes de  $P'$ , lo que resulta obvio (gráfico 4). Cuando se incluye la tasa de inflación, junto con la

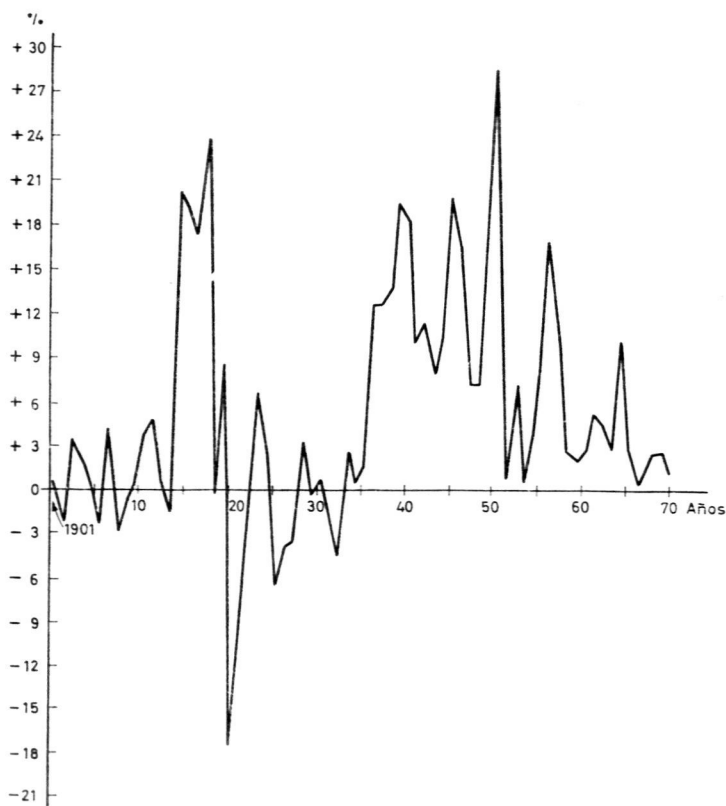


GRÁFICO 4

renta real (tablas 6 y 12), el coeficiente de la tasa de inflación o presenta un signo contrario al esperado, o no es significativo. Por último, la tabla 7 relaciona la demanda de dinero simultáneamente con la tasa de inflación, el rendimiento de los activos financieros ( $ID$  o  $IO$ ) y la renta real. También en este

ajuste descrito (y no una mera condición de oferta=demanda). Cf. A. ARGANDOÑA, *La teoría monetaria moderna*, Barcelona, Ariel, 1972, cap. 8.

caso el coeficiente de  $P'$  es o no significativo o de signo positivo, contra lo que la teoría sugiere.<sup>27</sup> Las conclusiones a que se llega usando el índice del coste de la vida y el deflactor implícito son similares.

El siguiente extremo a considerar es el de si las decisiones de demanda de dinero se toman atendiendo a una tasa de inflación pasada. Aunque esto quedaría mejor reflejado en un modelo con cifras mensuales o trimestrales, hemos introducido retardos en  $P'$  (tanto con  $PM$  como con  $PC$ ); las tablas 14 y 15 recogen una muestra de los principales resultados. En todo caso, el

TABLA 14

$$\frac{M}{P} = a + b \frac{Y}{P} + c \cdot (P')_{-1} \quad (P')_{-1} = \frac{P_{t-1} - P_{t-2}}{P_{t-2}}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	c	R <sup>2</sup>	S
14.1	1952-1970	M1A	230,873	0,413 (63,572)	— 261,663 o (— 0,965)	0,996	74,290
14.2	1952-1970	M3A	— 2.579,012	1,168 (39,370)	— 1.137,136 o (— 0,919)	0,992	339,158

TABLA 15

$$\frac{M}{P} = a + b \frac{Y}{P} + c \cdot (P')_{-2} \quad (P')_{-2} = \frac{P_{t-2} - P_{t-3}}{P_{t-3}}$$

Regresión núm.	Período	Definición de M	a	b	c	R <sup>2</sup>	S
15.1	1952-1970	M1A	— 258,413	0,415 (59,814)	— 22,463 o (— 0,083)	0,996	76,402
15.2	1952-1970	M3A	— 2.762,151	1,181 (37,465)	341,779 (+) ( 0,277) o	0,990	347,154

27. Todo esto contrasta con las conclusiones de C. SEBASTIÁN (*op. cit.*), para quien la tasa de inflación es la medida idónea de ese coste de oportunidad. En una regresión lineal a largo plazo, el coeficiente de  $P'$  que obtiene es significativo y de signo correcto; pero en la logarítmica, es significativo sólo al nivel del 5 por ciento. Además, en el período considerado por SEBASTIÁN (1952-1968), la variabilidad de los precios fue menor que en algunos de los que incluimos en nuestras ecuaciones. Por otro lado, el Banco de España (*op. cit.*) halló que el coeficiente de  $P'$  no era significativo.

coeficiente de  $P'$  con uno y con dos retardos resulta no significativo y, en ocasiones con signo contrario al esperado). No obstante, en la relación sin otras variables, la introducción de un retardo mejora ligeramente la significación del coeficiente de la tasa de inflación, y más aún la introducción de dos retardos (sin resultar aún significativo, ni al nivel del 5 por ciento); también el coeficiente de determinación se eleva ligeramente. Pero, en todo caso, el estadístico  $F$  sigue siendo no significativo al nivel del 5 por ciento, y cuando aparecen otras variables ( $Y/P$ ,  $ID$  o  $IO$ ) la tasa de inflación con retardos continúa siendo irrelevante. La única cuestión que queda ahora por considerar es la de si la formación de un índice de  $P'$  que intente medir la tasa esperada o permanente de cambio de precios arroja mejores resultados. Esto se lleva a cabo más adelante, pero podemos ya adelantar que tampoco mediante tal complicación resulta significativa la tasa de inflación.

Las conclusiones a que llegamos después de analizar la relación entre la demanda de dinero y los distintos indicadores del coste de oportunidad del mismo, son poco precisas. Cuando en la función aparece la renta real, los indicadores utilizados ( $ID$ ,  $IO$  o  $P'$ ) no suelen presentar un coeficiente con el signo esperado y significativamente distinto de cero. O sea, la renta real es la única variable inequívocamente significativa a largo plazo; el coste de oportunidad de conservar dinero no es una variable relevante en dicha función, más que con carácter residual (esto último debe matizarse, dada la posibilidad de multicolinealidad y la escasa calidad de los indicadores disponibles para medir el coste alternativo del dinero). En todo caso, de las tres series aquí utilizadas, sólo  $ID$  parece guardar una relación definida con dicho coste de oportunidad.

#### ELECCIÓN DE LA DEFINICIÓN DE DINERO MÁS ADECUADA

La evolución en el tiempo de las diversas series de activos líquidos muestra una preferencia progresiva del público español por los depósitos a plazo y de ahorro. Ello se pone de manifiesto en los gráficos 5 y 6.

En el desarrollo temporal que en ellos se evindencia, la rentabilidad relativa de cada uno de dicho activos parece haber jugado un papel importante, aparte de otros factores, tales como el desarrollo del sistema financiero, los servicios ofrecidos por las entidades consideradas, los efectos de campañas de publicidad, etc. Al propio tiempo hay que tener en cuenta la sustitución de unos activos por otros: parece que este proceso ha tenido lugar en detrimento, fundamentalmente, de los componentes de  $M1$ , con ventaja para los depósitos de ahorro (y, últimamente, para los depósitos a plazo). A este desarrollo no deben haber sido ajenos los bajos intereses sobre los depósitos a la vista, decantando los fondos, en algunas épocas, hacia los depósitos a plazo y de ahorro.

Miles de millones  
de pesetas

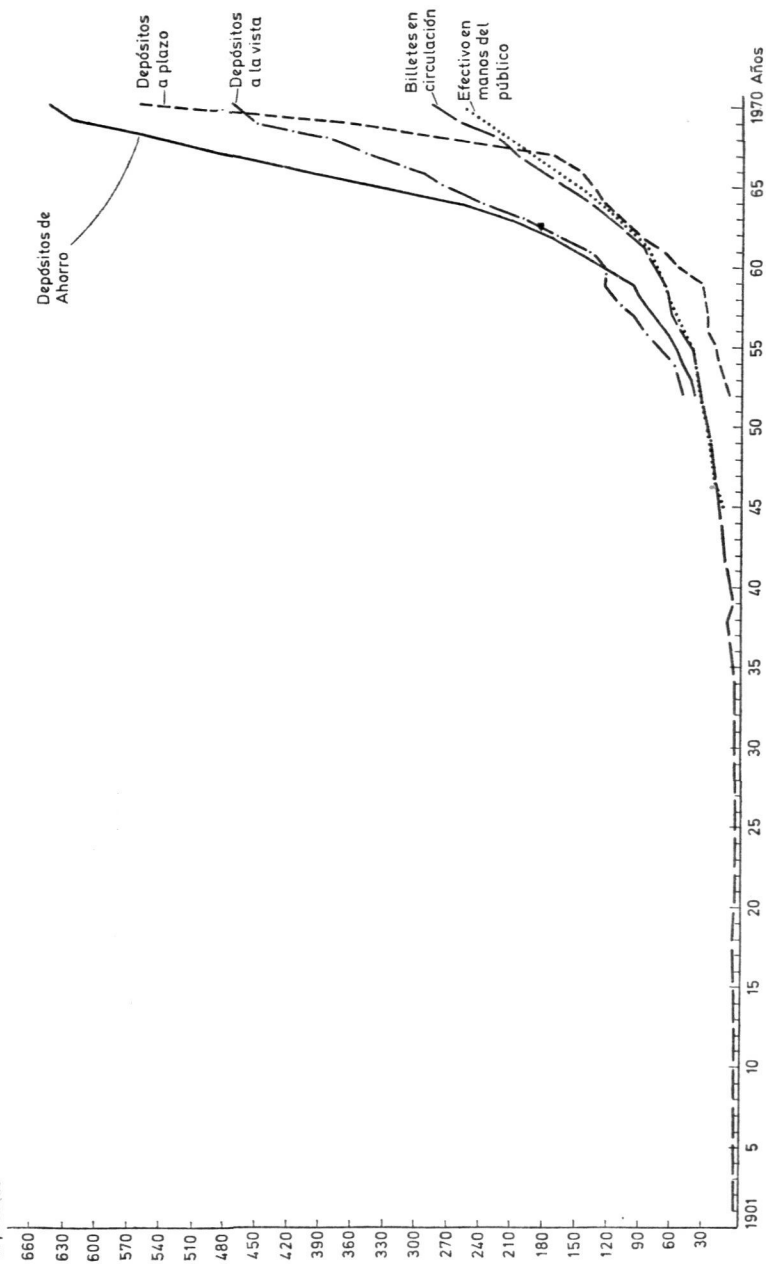


GRÁFICO 5

La prueba empírica acerca de la idoneidad de las diversas definiciones de  $M$  se basa en la comparación de ecuaciones similares que sólo difieren en el concepto de dinero. Se atiende en ellas, fundamentalmente, a la estabilidad de la función<sup>28</sup> y a la calidad del ajuste, observando los estadísticos  $F$  (para la primera) y  $R^2$  y  $t$  para la segunda. En general, las definiciones más amplias de dinero arrojan resultados mejores que las más estrictas: por lo menos desde 1923, el concepto idóneo de dinero ha incluido, en la economía española, todos los activos recogidos aquí, de Bancos y Cajas de Ahorro, pero las diferencias son poco importantes.

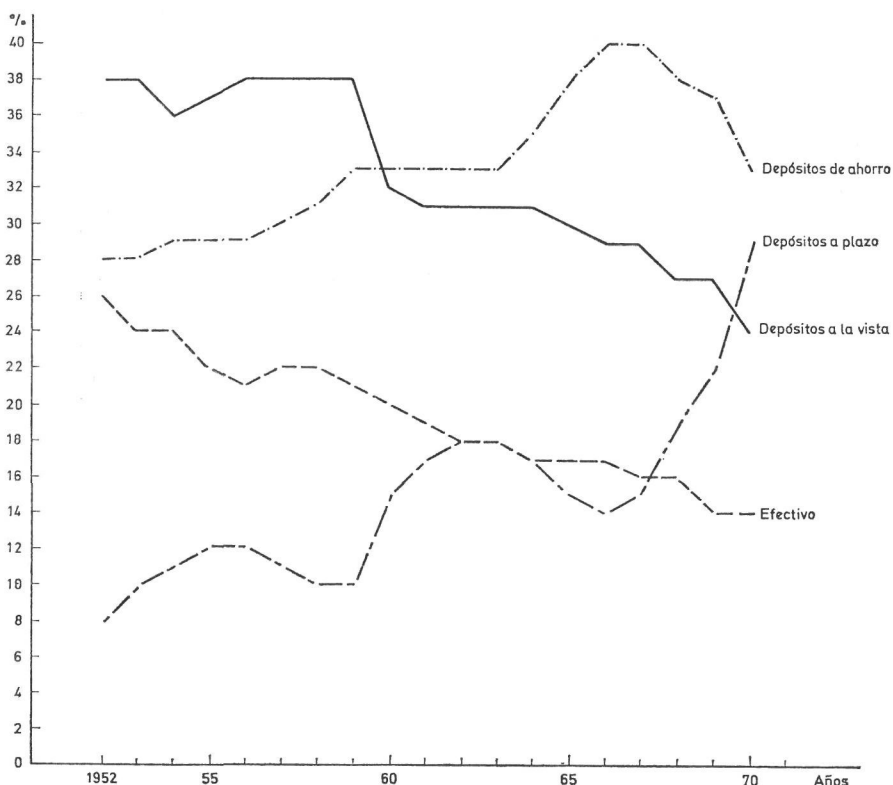


GRÁFICO 6

No obstante, cuando se toman los años 1950-1970, los resultados difieren ligeramente de los anteriores (y, siendo las series más depuradas en todos los sentidos, son los que merecen una mayor consideración).  $M1$  resulta una definición ligeramente mejor que  $M3$ , y ésta algo mejor que  $M2$ , tanto en las

28. Ésta es particularmente importante, dado que una definición estricta de dinero, si no es la procedente, se traducirá en una función inestable de demanda.



regresiones lineales como en las logarítmicas, y tanto si se relacionan sólo  $M/P$  e  $Y/P$  como si se introducen  $ID$  o  $IO$ . En todo caso, las diferencias en los resultados obtenidos usando las diferentes series son suficientemente pequeñas como para no hacer de ello una cuestión básica, aunque tampoco es banal, pues se trata de dilucidar a qué variable deben atender las autoridades, en el control de la oferta monetaria, dada una función estable de demanda. Por fortuna, en las dos décadas pasadas, resultó indiferente controlar la  $M1$  (oferta monetaria, en terminología del Banco de España) o la  $M3$  (disponibilidades líquidas).

La moderna concepción del dinero como una suma ponderada de diversos activos lleva a intentar averiguar la «dinerabilidad» de sus componentes, definiéndose como «dinero» la suma de los diversos activos financieros, ponderados según dicho grado de «dinerabilidad» de sus componentes. En un intento de aplicar estos estudios a la economía española, hemos ajustado, siguiendo a Laumas,<sup>29</sup> una función del tipo:

$$\Delta \frac{Y}{P} = a + b \cdot \Delta \frac{M1A}{P} + c \cdot \Delta \frac{DP}{P} + d \cdot \Delta \frac{DA}{P}$$

siendo  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ , y  $DP$  y  $DA$ , respectivamente, los depósitos a plazo y de ahorro, tanto en Bancos como en Cajas de Ahorro. El resultado de la regresión aparece en la tabla 25. A la vista de ella, y considerando (*a priori*) que los activos incluidos en  $M1A$  son 100 por ciento dinero, se procede a calcular el grado de «dinerabilidad» de los depósitos a plazo y de ahorro, que vendrá dado por los cocientes  $c/b$  y  $d/b$ . En efecto, la ecuación anterior puede convertirse en:

$$\Delta \frac{Y}{P} = a + b \left( \Delta \frac{M1A}{P} + \frac{c}{b} \cdot \Delta \frac{DP}{P} + \frac{d}{b} \cdot \Delta \frac{DA}{P} \right)$$

resultando que  $\Delta(Y/P)$  es una función lineal de  $\Delta(M/P)$ , definida ésta como la suma ponderada de  $\Delta(M1A/P)$  (siendo 1 su coeficiente de ponderación),  $\Delta(DP/P)$  (ponderado por  $c/b$ ) y  $\Delta(DA/P)$  (ponderado por  $d/b$ ). Los coeficientes de la tabla 25, para los años 1952-1970, arrojan las cifras siguientes:

$$\begin{aligned} c/b &= 0,392 \\ d/b &= 0,232 \end{aligned}$$

29. G. S. LAUMAS, «The Degree of Moneyiness of Savings Deposits», *American Economic Review*, LVIII, junio 1968; *IBID*, «Savings Deposits in the Definition of Money», *Journal of Political Economy*, LXXVII, noviembre 1969; *IBID*, «The Role of Savings Deposits as Money», *Journal of Money, Credit and Banking*, I, noviembre 1969. Sobre los aspectos teóricos y los resultados obtenidos en otros estudios, cf. A. ARGANDOÑA, *La teoría monetaria moderna*, op. cit., pp. 165-168.

lo que implica que, supuesto que los componentes de  $M1A$  sean dinero al 100 por ciento, los depósitos a plazo en los Bancos y Cajas de Ahorro lo son en un 39,2 por ciento, y los depósitos de ahorro en las mismas entidades, en un 23,2 por ciento. Estas cifras pueden parecer demasiado bajas, dada la elevada sustituibilidad que parece haber entre depósitos a la vista, a plazo y de ahorro, en las últimas dos décadas; hay que tener en cuenta, sin embargo, que la calidad de los resultados es escasa,<sup>30</sup> que en la relación no se tienen en cuenta otras variables cuyos cambios podrían explicar movimientos en el grado de dinerabilidad de  $DR$  y  $DA$  (sobre todo, los rendimientos relativos de los diversos activos), y que los coeficientes indican que  $DP$  y  $DA$  son «dinero» en un sentido muy peculiar.<sup>31</sup>

La tabla 26 recoge los resultados de aplicar el mismo criterio, cuando se desagregan los depósitos a plazo y de ahorro de Bancos y Cajas. Los coeficientes resultantes son:

Depósitos a plazo en los Bancos ( $c/b$ ):	— 0,928
Depósitos a plazo en las Cajas ( $d/b$ ):	2,795
Depósitos de ahorro en los Bancos ( $e/b$ ):	— 1,809
Depósitos de ahorro en las Cajas ( $f/b$ ):	3,809

De acuerdo con el criterio de Kane y Laumas, resultaría que los depósitos a plazo y de ahorro en los Bancos no son dinero en absoluto (en el sentido citado antes), por presentar un coeficiente negativo; en cuanto a los depósitos en las Cajas, su coeficiente positivo implica que son dinero, y su valor superior a la unidad debe interpretarse como resultado de un desplazamiento de la significación de dichos activos, que dejaron de ser, en el período considerado, saldos de inversión o especulativos, para ser saldos de transacciones. Esta conclusión parece admisible, pero no tanto la no dinerabilidad de los depósitos en los bancos, salvo que se interprete que dejaron de ser un activo para transacciones y pasaron a serlo para inversión. De nuevo hay que recordar que los coeficientes de la tabla 26 son no significativos (a juzgar por los estadísticos  $t$ ) y que no se consideran aquí otras variables que podrían ser relevantes.<sup>32</sup>

30. El coeficiente  $b$  sólo es significativo al nivel de probabilidad del 10 por ciento; el  $c$  lo es al 2 por ciento, y el  $d$  no lo es en absoluto. A su vez, el estadístico  $F$  no resultó significativo al nivel de probabilidad del 5 por ciento. El test de Durbin-Watson abona la tesis de que no hay autocorrelación en los errores (tampoco en la tabla 26).

31. La «dinerabilidad» de que aquí se trata no es equivalente a «liquidez» (capacidad de disponer de un activo a precio conocido y favorable, a corto plazo), sino más bien hace referencia al deseo de su poseedor de movilizarlo cuando convenga. Cf. E. J. KANE, «Money as a Weighted Average», *Zeitschrift für Nationalökonomie*, XXIV, septiembre 1964, pp. 227-228; G. S. LAUMAS, «The Role of Savings Deposits as Money», *op. cit.*

32. Todo lo anterior no pasa de ser un ejercicio teórico. Los estudios que aquí llevamos a cabo servirán para orientar la política monetaria en la medida en que puedan ser referidos a magnitudes relativamente sencillas de controlar, como  $M1$  o  $M3$ ; pero difícilmente tendrá sentido actuar sobre una suma ponderada de diversos activos.

## REGRESIONES CON SERIES EN INCREMENTOS

Se llevaron a cabo también regresiones entre las variables indicadas, tomando las series respectivas en incrementos lineales (absolutos o relativos) y en incrementos logarítmicos (absolutos o relativos).<sup>33</sup> Los resultados con incrementos simples son notablemente inferiores, en cuanto a significación de los coeficientes,  $R^2$  y estadístico  $F$ , respecto de los que se obtuvieron en relaciones lineales. Ello era de esperar: la eliminación de la tendencia secular tiene como efecto reducir buena parte de la correlación existente entre las variables. El análisis de las tablas 16 a 18 permite observar de nuevo cómo la renta real es la variable más significativa; las regresiones apenas mejoran en calidad por la introducción de otras variables (los incrementos de  $ID$ ,  $IO$  o  $P'$ ) que, por otro lado, resultan de escasa significación y, frecuentemente, de signo contrario al esperado.

TABLA 16

$$\Delta \frac{M}{P} = a + b \cdot \Delta \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de $M$	$a$	$b$	$R^2$	$S$
16.1	1953-1970	$M1A$	41,785	0,327 (4,947)	0,605 (III)	106,439
16.2	1953-1970	$M2A$	— 22,419	0,869 (5,235)	0,631 (III)	266,918
16.3	1953-1970	$M3A$	55,504	1,138 (6,464)	0,723	283,118
16.4	1942-1970	$MB1C$	29,119	0,264 (5,106)	0,491	115,342
16.5	1942-1970	$MB2C$	28,847	0,499 (5,877)	0,561	189,562
16.6	1942-1970	$MB3C$	65,534	0,594 (5,797)	0,555	228,975
16.7	1942-1970	$M3E$	88,192	0,900 (5,956)	0,569	337,327
16.8	1905-1935	$C1$	30,568	— 0,096 + o (— 2,334)	0,158 (II)	39,027

33. A pesar de la inclusión de esta sección en el apartado de funciones a largo plazo, resulta obvio que la supresión de la tendencia implica un cierto cálculo a corto plazo.

TABLA 17

$$\Delta \frac{M}{P} = a + b \cdot \Delta \frac{Y}{P} + c \cdot \Delta r$$

Regresión número . . . . .	17.1	$b$ . . . . .	0,234 (4,562)
Período . . . . .	1942-1970	$c$ . . . . .	— 372,660 o (— 1,984)
Definición de $M$ . . . . .	MB1C	$R^2$ . . . . .	0,558
Definición de $r$ . . . . .	ID	$S$ . . . . .	109,543
$a$ . . . . .	31,170		

TABLA 18

$$\Delta \frac{M}{P} = a + b \cdot \Delta \frac{Y}{P} + c \cdot \Delta P'$$

Regresión número . . . . .	18.1	$b$ . . . . .	— 0,109 (+) (— 3,141)
Período . . . . .	1905-1935	$c$ . . . . .	— 255,548 (— 4,358)
Definición de $M$ . . . . .	C1	$R^2$ . . . . .	0,498
$a$ . . . . .	30,776	$S$ . . . . .	30,660

Los mejores resultados de los ajustes de series en incrementos logarítmicos y en incrementos relativos, que responden al mismo modelo teórico, aparecen en las tablas 19 a 21. Las conclusiones anteriores sobre la relación entre renta real y demanda de dinero se mantienen, así como las relativas a la definición idónea de dinero. En cuanto al coste de oportunidad del mismo, sólo las diferencias (relativas o logarítmicas) del rendimiento de la deuda pública resultaron con coeficiente significativo. Por último, algunos de los resultados del empleo de incrementos logarítmicos relativos se detallan en las tablas 22 y 23.

¿Qué significado tiene la eliminación de la tendencia secular, mediante el uso de series en incrementos? Sabido es que las regresiones minimocuadráticas entre series temporales presentan una posible correlación espúrea entre las tendencias (si las hay) de las variables dependientes e independientes. Por ello, se ha propuesto, en ocasiones, calificar a la ecuación que encabeza la tabla 19 como la forma más correcta de presentar la función de demanda de dinero y, concretamente, considerar al coeficiente del incremento de  $Y/P$  en la misma como la elasticidad-renta de la demanda de dinero.<sup>34</sup> Lo anterior se basa en el supuesto de que las variables explicativa (renta real) y explicada ( $M/P$ ) tienen tendencias independientes. Las cifras muestran claramente que tanto  $Y/P$  como  $M/P$  tienen una clara tendencia creciente; ahora bien, la

34. Cf., por ejemplo, Banco de España, *op. cit.*, p. VIII; M. BOYER, *op. cit.*, p. 71. Ambos reconocen que la elasticidad así definida resultará rasgado por defecto.

TABLA 19

$$\left(\frac{M}{P}\right)' = a + b \left(\frac{Y}{P}\right)'$$

Regresión número	Período	Definición de $M$	$a$	$b$	$R^2$	$S$
19.1	1953-1970	$M1A$	0,021	0,822 (4,662)	0,576 (III)	0,035
19.2	1953-1970	$M2A$	0,042	0,922 (3,629)	0,417 (III)	0,050
19.3	1953-1970	$M3A$	0,053	0,817 (4,088)	0,511	0,039
19.4	1942-1970	$MB1C$	0,032	0,269 o (1,987)	0,127 (III)	0,059
19.5	1942-1970	$MB2C$	0,045	0,291 o (1,891)	0,117 (III)	0,067
19.6	1942-1970	$MB3C$	0,053	0,221 o (1,493)	0,077 (III)	0,065
19.7	1942-1970	$M3E$	0,062	0,208 o (1,350)	0,251 (III)	0,068
19.8	1905-1935	$C1$	0,046	-0,207 o (+) (-0,916)	0,028 (III)	0,073

TABLA 20

$$\Delta \log \frac{M}{P} = a + b \cdot \Delta \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de $M$	$a$	$b$	$R^2$	$S$
20.1	1953-1970	$M1A$	0,020	0,815 (4,740)	0,584	0,032
20.2	1953-1970	$M2A$	0,040	0,894 (3,703)	0,462	0,045
20.3	1953-1970	$M3A$	0,050	0,794 (4,125)	0,516	0,036

tendencia secular de la demanda de dinero no es independiente de la de  $Y/P$  (y del coste de oportunidad del dinero, en la medida en que éste sea relevante).

Las explicaciones dadas para la tendencia secular creciente de  $M/P$  (y decreciente de la velocidad) son de dos tipos: las relacionadas con las variables explicativas ( $Y/P$  y  $r$ ) y las ajenas a las mismas. La postura más difundida

TABLA 21

$$\Delta \log \frac{M}{P} = a + b \Delta \log r$$

Regresión número	Período	Definición de M	Definición de r	a	b	R <sup>2</sup>	S
21.1	1953-1970	M1A	ID	0,064	— 0,506 o (— 1,751)	0,161 (III)	0,045
21.2	1953-1970	M3A	ID	0,093	— 0,525 o (— 1,754)	0,162 (III)	0,047

TABLA 22

$$\frac{\Delta \log \frac{M}{P}}{\log \frac{M}{P}} = a + b \frac{\Delta \log \frac{Y}{P}}{\log \frac{Y}{P}}$$

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	R <sup>2</sup>	S
22.1	1953-1970	M1A	0,003	0,905 (4,509)	0,560	0,004
22.2	1953-1970	M2A	0,005	0,916 (3,646)	0,420	0,005
22.3	1953-1970	M3A	0,006	0,806 (4,146)	0,518	0,004

considera que es la tendencia creciente de la renta real lo que explica la tendencia decreciente de la velocidad. Si se prefiere seguir a Tobin,<sup>35</sup> y considerar que es el desarrollo temporal de las series del tipo de interés lo que explica la tendencia secular de  $M/P$ , seguimos atribuyendo la tendencia de la demanda de dinero a la de las variables que la determinan. Por todo ello, parece razonable considerar que, si la tendencia secular de  $M/P$  depende de la de las variables que inciden en su función, no es correcto especificar una función de demanda de dinero que elimine, precisamente, esa tendencia. Los otros factores que pueden incidir en el crecimiento secular de  $M/P$  son la reducción de los plazos de crédito, el supuesto aumento de la importancia de las compras al contado, el pago mensual en vez de semanal de los sueldos

35. J. TOBIN, «The Monetary Interpretation of History», *American Economic Review*, LV, junio 1965, p. 474.

TABLA 23

$$\frac{\Delta \log \frac{M}{P}}{\log \frac{M}{P}} = a + b \frac{\Delta \log r}{\log r}$$

Regresión número . . . . .	23.1	<i>a</i> . . . . .	0,008
Período . . . . .	1953-1970	<i>b</i> . . . . .	-0,085 o (-1,841)
Definición de <i>M</i> . . . . .	<i>M1A</i>	<i>R</i> <sup>2</sup> . . . . .	0,175 (III)
Definición de <i>r</i> . . . . .	<i>ID</i>	<i>S</i> . . . . .	0,006

TABLA 24

$$\log \frac{\text{Componente de } M}{P} = a + b \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de componente <i>M</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>S</i>
24.1	1952-1970	<i>E2</i>	- 2,059	1,015 (96,405)	0,998	0,017
24.2	1952-1970	<i>DVB</i>	- 2,708	1,134 (35,786)	0,987	0,052
24.3	1952-1970	<i>DVC</i>	- 13,940	2,072 (27,307)	0,978	0,124
24.4	1952-1970	<i>DV</i>	- 3,079	1,183 (37,180)	0,988	0,052
24.5	1952-1970	<i>DPB</i>	- 13,859	2,267 (14,017)	0,920	0,265
24.6	1952-1970	<i>DPC</i>	- 12,313	2,028 (19,179)	0,956	0,173
24.7	1952-1970	<i>DP</i>	- 12,585	2,174 (16,191)	0,939	0,220
24.8	1952-1970	<i>DAB</i>	- 7,477	1,619 (28,353)	0,979	0,093
24.9	1952-1970	<i>DAC</i>	- 10,281	1,915 (34,400)	0,986	0,091
24.10	1952-1970	<i>DA</i>	- 8,054	1,753 (32,229)	0,984	0,089
24.11	1952-1959	<i>EZ</i>	- 2,381	1,053 (14,729)	0,973	0,018
24.12	1952-1959	<i>DVB</i>	- 8,096	1,773 (10,840)	0,951	0,040
24.13	1952-1959	<i>DVC</i>	- 23,856	3,244 (7,244)	0,897	0,110

TABLA 24 (continuación)

Regresión número	Período	Definición de compo- nente $M$	$a$	$b$	$R^2$	$S$
24.14	1952-1959	DV	— 8,470	1,822 (10,859)	0,952	0,041
24.15	1952-1959	DPB	— 16,896	2,614 o (3,014)	0,602	0,214
24.16	1952-1959	DPC	— 11,380	1,914 (5,140)	0,815	0,092
24.17	1952-1959	DP	— 13,890	2,319 o (3,553)	0,678	0,161
24.18	1952-1959	DAB	— 6,717	1,523 (6,915)	0,889	0,054
24.19	1952-1959	DAC	— 13,063	2,240 (8,562)	0,924	0,065
24.20	1952-1959	DA	— 8,749	1,830 (8,343)	0,921	0,054
24.21	1960-1970	E2	— 1,967	1,005 (53,688)	0,997	0,018
24.22	1960-1970	DVB	— 2,377	1,098 (32,231)	0,991	0,033
24.23	1960-1970	DVC	— 11,662	1,823 (30,259)	0,990	0,058
24.24	1960-1970	DV	— 2,725	1,143 (34,260)	0,992	0,032
24.25	1960-1970	DPB	— 8,344	1,666 (7,756)	0,870	0,208
24.26	1960-1970	DPC	— 11,128	1,899 (8,411)	0,887	0,219
24.27	1960-1970	DP	— 8,649	1,745 (8,059)	0,878	0,210
24.28	1960-1970	DAB	— 5,191	1,370 (20,638)	0,979	0,064
24.29	1960-1970	DAC	— 7,953	1,661 (33,990)	0,992	0,047
24.30	1960-1970	DA	— 5,781	1,505 (26,317)	0,987	0,056

y salarios, el aumento de la inseguridad relacionada con el trabajo por cuenta ajena, etc. Indudablemente, todos estos factores pueden haber conducido a una tendencia en  $M/P$  independiente de la de  $Y/P$  o de la de  $r$ , pero también cabe citar factores que podrían haber actuado en sentido contrario, como la reducción de las fluctuaciones de la renta y el empleo debida al mejor control de las variables económicas, los progresos en la organización del sistema bancario, etc. Por otro lado, la presencia de esas fuerzas vendría a implicar la



TABLA 25

$$\Delta \frac{Y}{P} = a + b \Delta \frac{M1A}{P} + c \Delta \frac{DP}{P} + d \cdot \Delta \frac{DA}{P}$$

Regresión número . . .	25.1	<i>c</i> . . . . .	0,485 a (2,738)
Período . . . . .	1952-1970	<i>d</i> . . . . .	0,288 o (0,523)
<i>a</i> . . . . .	84,123	<i>R</i> <sup>2</sup> . . . . .	0,745 (0,690) (1) (III)
<i>b</i> . . . . .	1,237 o (1,987)	<i>S</i> . . . . .	217,163

(1) *R*<sup>2</sup> corregido según grados de libertad.

TABLA 26

$$\Delta \frac{Y}{P} = a + b \cdot \Delta \frac{M1A}{P} + c \cdot \Delta \frac{DPB}{P} + d \cdot \Delta \frac{DPC}{P} + e \cdot \Delta \frac{DAB}{P} + f \cdot \Delta \frac{DAC}{P}$$

Regresión número . . .	26.1	<i>e</i> . . . . .	-1,410 o (-1,011)
Período . . . . .	1959-1970	<i>f</i> . . . . .	2,969 o (1,483)
<i>a</i> . . . . .	87,231	<i>R</i> <sup>2</sup> . . . . .	0,817 (0,741) (1) (III)
<i>b</i> . . . . .	0,779 o (1,173)	<i>S</i> . . . . .	198,637
<i>c</i> . . . . .	(-0,725 o (-0,581)		
<i>d</i> . . . . .	2,178 o (1,110)		

(1) *R*<sup>2</sup> corregido según grados de libertad.

omisión de una variable relevante en las ecuaciones a largo plazo estudiadas antes, pero ya observamos cómo esa omisión no aparece (lo que equivale a decir que la tendencia secular de *M/P* difícilmente puede ser explicada por factores de «cambio de gustos» como son, en definitiva, los citados antes).

Cuando observamos la realidad, lo hacemos siempre en términos de un esquema conceptual que nos dé el significado de la misma. Cuando atendemos a la tendencia secular de *M/P*, hemos de recurrir a la teoría para que nos haga inteligible lo que los hechos muestran, ¿Qué nos dice la teoría sobre esto?

La serie de oferta monetaria tiene una tendencia secular manifiesta, que se puede explicar en términos de un cambio autónomo de la base monetaria por las autoridades, o de una reacción de las variables relevantes (coeficiente de reserva de los Bancos, por ejemplo) a cambios en la rentabilidad de los diversos activos o a alteraciones de la renta real y del nivel de precios. Pero el hecho de que la oferta de dinero ( $M$ ) tenga una tendencia secular, no implica que su demanda real ( $M/P$ ) la vaya a tener. Si se parte de una situación de pleno empleo de los recursos, un aumento de la oferta monetaria dará lugar a un proceso de ajuste<sup>36</sup> que desembocará en un aumento del nivel general de precios (lo cual reducirá  $M/P$  al nivel anterior, aproximadamente) sin afectar a la renta real (por el supuesto de pleno empleo). Por esta vía, la demanda de dinero no habrá aumentado, en términos reales, sino sólo en términos nominales hasta igualar a la oferta de dinero incrementada.<sup>37</sup>

Cuando la renta real crece, y no sólo el nivel general de precios, al tiempo que aumenta la oferta de dinero (dejando de lado el papel del tipo de interés, poco relevante para lo que sigue), el aumento de la demanda de dinero será positivo, pero menor que el de la oferta (en el cociente  $M/P$  el numerador se ha incrementado y el denominador también, pero en menor medida, en cuanto que parte del efecto del incremento en  $M$  actúa sobre la renta real y no sobre  $P$ ).<sup>38</sup> Pues bien: el aumento secular de la demanda se explica íntegramente por el aumento de la renta real. En un caso extremo, si el aumento de la oferta monetaria se transmitiese íntegra o exclusivamente a la renta real, sin afectar al nivel de precios, la demanda de dinero crecería en la misma proporción que la oferta, pero no por una tendencia independiente, sino precisamente porque ha aumentado la renta real.

Resumiendo todo lo anterior, la función de demanda de dinero a largo plazo quizás olvide algún factor de «cambio de gustos», lo que introducirá un sesgo en la elasticidad-renta calculada; todo invita a pensar, sin embargo, que ese sesgo es muy reducido. La tendencia secular de  $M/P$  se explica por la de  $Y/P$ , y no es independiente de ella más que en la pequeña cuantía debida a otros factores (o en lo que influya una baja secular del tipo de interés).

Estas consideraciones nos pueden ayudar a interpretar una ecuación en incrementos relativos, como la que encabeza la tabla 19. Esta expresión implica que si la renta real crece, por ejemplo, en un 1 por ciento, ello da lugar a un aumento de la demanda de dinero en un  $b$  por ciento. Sin embargo, en el aumento porcentual de dicha demanda hay que considerar a  $a$ , esto es, al aumento autónomo de la demanda, debido a otros factores. Pero no hay

36. Este proceso se describe en A. ARGANDOÑA, *La teoría monetaria moderna*, op. cit., cap. 8.

37. Puede haber ocurrido una modificación de la demanda de dinero, debida al triple movimiento del tipo de interés descrito antes. Ahora bien: si el tipo de interés sube, la demanda de dinero se reducirá; luego, en este caso extremo, el crecimiento de  $M$  no da lugar a un aumento de  $M/P$ , sino a una tendencia descendente.

38. Estamos suponiendo, para simplificar, elasticidades unitarias.

justificación teórica suficiente para estos factores: luego, el aceptar la expresión anterior como la forma correcta de la función de demanda de dinero, implica aceptar un término que no tiene explicación económica, simplemente porque su coeficiente no es nulo en las regresiones calculadas.<sup>39</sup>

*Facultad de Ciencias Económicas.  
Universidad de Barcelona.*

39. Por otro lado, es incorrecto llamar «elasticidad-renta de la demanda de dinero» a  $b$ , salvo que se omita el término independiente  $a$ . De la expresión anterior se deduce (llamando  $e_Y$  a la elasticidad-renta) que:

$$e_Y = \frac{\frac{A (M/P)}{MP}}{\frac{A (Y/P)}{YP}} = b + \frac{a}{\frac{A (Y/P)}{YP}}$$

A la vista de los valores de  $a$  y  $b$  en la ecuación 19.3, a modo de ejemplo, y dado que el promedio de incrementos relativos de la renta real en el período 1953-1970 es 0,06677, resulta una elasticidad-renta para  $M3A$ , de 1,52, muy similar a la calculada antes.

También se llevaron a cabo regresiones minimocuadráticas entre  $M/P$  e  $Y/P$ , introduciendo la condición de que el término independiente fuese cero. Los resultados hallados para 1953-1970 fueron:

	M1A	M2A	M3A
Coefficiente de regresión . . . . .	1,036	1,347	1,356
Desviación estándar del coeficiente de regresión . . . . .	0,103	0,156	0,142
Coefficiente de correlación múltiple . . . . .	0,925	0,902	0,918
Desviación estándar de la estimación . . . . .	0,035	0,054	0,049
Estadístico Durbin-Watson . . . . .	—	1,666	1,775

Estos resultados no son comparables con los anteriores, debido a que, por la peculiaridades del programa empleado, las variancias, covariancias, desviaciones estándar y correlaciones se computan sobre el origen y no sobre la media. Los coeficientes de regresión son, aquí, las elasticidades (por lo menos de acuerdo con la definición de éstas). Sorprende la cifra, sensiblemente menor que la calculada antes, para  $M3A$ ; las otras discrepan poco.